



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학박사학위논문

실물경기파악을 위한 전력데이터
활용 및 물가지수간 연계구조 비교

- A Study on The Application of Power Data
for the Real Economy and A Comparative
Study of Connectedness Structure of Price
Indexes-

2020년 8월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

이 인 재

목 차

제 1 장 지역 경기지표에 대한 전력사용량의 설명력에 관한 연구	1
제 1 절 서 론	1
제 2 절 기존문헌 연구	4
2.1 전력과 경기상황과의 관계 연구	4
2.2 현재예측(Nowcasting)에 관한연구	7
제 3 절 패널분석	9
3.1 분석모형	9
3.2 데이터	11
3.3 분석결과	17
제 4 절 현재예측(Nowcasting)에 관한 분석	24
4.1 분석모형	24
4.2 데이터	27
4.3 분석결과	28
제 5 절 결론	33
5.1 패널분석	33
5.2 현재예측(Nowcasting) 분석	33
5.3 정책적 함의	34
 제 2 장 해외물가, 국내물가 그리고 실물경제간	
연계성과 물가간 파급구조	39
제 1 절 서 론	39
제 2 절 기존문헌 연구	42
제 3 절 모형설정 및 데이터	46

3.1 실증분석 모형	46
3.2 데이터 및 기초통계분석	51
3.2.1 시기별 물가동향 및 생산지수 추이	51
3.2.2 각 물가지수의 편제대상과 특징	54
3.2.3 표본자료의 단위근 검정	58
제 4 절 실증분석 결과	60
4.1 물가지수와 생산지수의 4변수 연계모형	60
4.2 수입물가와 품목별 생산자물가의 연계성	64
4.3 네트워크 연계성	70
4.3.1 수입물가와 생산자물가의 네트워크 연계성	70
4.3.2 수입물가 및 생산자물가 주요품목 세분화 네트워크 연계성	74
4.3.3 수입물가 및 공산품, 농수산물, 광산품, 서비스업을 포함한 생산자물가 네트워크 연계성	76
4.4 수입물가 충격에 대한 국내물가의 반응함수	80
4.4.1 TVP-VAR 모형	80
4.4.2 생산자물가와 소비자물가의 충격반응함수	85
제 5 절 결 론	88
5.1 연구결과 요약	88
5.2 정책적 함의	89
 참고문헌1	 36
참고문헌2	91
부 록	94
Abstract	99

표 목 차

<표1-1> 업종특성을 반영한 업종분류	12
<표1-2> 지방제조업 산업생산액 비중이 높은 상위5개 품목	14
<표1-3> 전력다소비업종 및 고부가가치 산업 비중	15
<표1-4> 경기상황과 지역에 따른 제조업 전력사용량 증가율	16
<표1-5> 패널분석 자료 기초통계량	17
<표1-6> 전체기간 패널분석 결과	19
<표1-7> 호경기 기간 패널분석 결과	20
<표1-8> 2011-2017연도별 GRDP 품목별 성장률	21
<표1-9> 불경기 기간 패널분석 결과	22
<표1-10> 현재예측(Nowcasting) 벤치마크 모형과 비교모형	25
<표1-11> 전국단위 분석변수 기초 통계량	27
<표1-12> 전국 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차개선을	29
<표1-13> 충청남도 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차개선을 ...	29
<표1-14> 충청북도 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차개선을 ...	30
<표1-15> 대전광역시 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차개선을	30
<표1-16> 대구광역시 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차개선을	31
<표1-17> 전력사용량 모형의 예측오차와 오차 개선을	32
<표1-18> SARIMA 예측오차 및 예측오차 개선을	32
<표2-1> 물가변수와 생산지수간에 상관관계	54
<표2-2> 수입물가 작성시 재별 가중치	55
<표2-3> 10대 수입품목 (단위 : 백만불)	56
<표2-4> ADF 테스트에 의한 단위근 검정	58
<표2-5> VAR 시차선택기준 통계량	59
<표2-6> 전체기간 물가지수와 제조업 생산간 연계성(%)	61
<표2-7> 물가지수와 제조업 생산간 순연계성 효과	63
<표2-8> 물가간 시차상관계수	65
<표2-9> 수입물가와 세부 품목별 생산자물가의 연계구조	67

<표2-10> 수입물가와 세부 품목별 생산자지수 물가의 순연계성	69
<표2-11> 수입물가 10% 상승에 대한 품목별 생산자물가 변동을	73
<표2-12> 수입물가 모집단 거래액 변동내역	76
<표2-13> 생산자물가 모집단 거래액 변동내역	77
<표2-14> 농산물, 광산물, 공산물, 서비스품목간에 연계구조 ...	78
<표2-15> Gibbs 샘플링 절차	85
<표2-16> 생산자물가와 소비자물가의 충격반응함수	86
<표2-17> TVP-VAR로 도출한 충격반응함수	87

그 립 목 차

[그림1-1] 제조업 생산지수와 제조업 전력사용량 추이	12
[그림1-2] 연도별 전력사용량 및 산업별 사용비중(단위:kwh) ...	13
[그림1-3] 전국 제조업 전력사용량과 생산지수 증가율	27
[그림2-1] 물가변수와 생산지수 로그값 추이	51
[그림2-2] 생산지수와 수입물가의 전년동월대비 증가율 추세 ...	52
[그림2-3] 생산지수와 생산자물가의 전년동월대비 증가율 추세	53
[그림2-4] 생산지수와 소비자물가의 전년동월대비 증가율	54
[그림2-5] 국내물가과급 구조 (출처: 김기호(2012))	57
[그림2-6] Diebold-Yilmaz방법을 적용한 물가간 네트워크 연계성 ·	71
[그림2-7] 통계적 선후행성을 적용한 물가간 네트워크 연계성 ·	72
[그림2-8] 세부 생산자물가를 확장한 네트워크 분석	74
[그림2-9] 농산물, 광산물, 공산물, 서비스품목연계 네트워크	79

국문초록

본 논문의 첫 번째 주제는 집계통계인 전력사용량이 가공통계인 생산지수에 대한 설명력을 검토하여 1~2개월 후행하여 공표되는 생산지수의 한계점을 보완할 수 있는지 검토하는 것이다. 그동안 시계열 방법론으로만 분석되었던 관련 연구를 지역별 패널데이터를 구축하여 패널분석을 통해 전력사용량이 생산지수에 대한 설명력의 한계효과를 추정하였다. 지역별 산업구조의 차이로 인해 전력 데이터가 지역별 생산지수에 대한 설명력이 차별적으로 작동할 수 있다는 점에 주목하여 수도권과 지방, 지방제조업 중심도시로 분류하여 전력데이터의 설명력이 차별적으로 작동하는지 파악하고자 했다. 전력사용량의 설명력이 경기변동에 반응하는지 알아보기 위해 경기상황을 호경기와 불경기로 나누어 분석하여 전력사용량이 경기상황에도 반응하는지 알아보았다.

분석결과 요약하면 첫째, 전력사용량은 지역 실물경기인 제조업 생산지수에 대해 설명해내는 효과가 있음을 확인했다. 둘째, 지역 산업구조에 따라 설명력의 한계효과가 차별적으로 작동하는 것으로 분석되었다. 자본 집약적인 고부가치산업이나·전력다소비산업 중심에 제조업도시는 전력데이터가 제조업 생산지수에 대한 설명력이 타 지역에 비해 매우 높은 것으로 추정되었다. 셋째, 경기상황에 따라서는 호경기때는 설명력의 탄력성이 증가하고 불경기때는 감소하여 경기상황에도 반응한다는 사실을 발견하였다.

실제로 전력데이터를 가지고 현재 경기상황을 예측하려 할 때 전력사용량 자료가 얼마나 예측력을 개선 시킬 수 있는지 알아보기 위해 현재 예측(Nowcasting)문제 즉 아직 공표되지 않은 현재 경기지수를 예측하는 문제를 설정하여 과거 경기지표로만 구성된 데이터로 현재 생산 수준을 예측하는 것과 실시간 전력데이터를 포함해서 예측하는 경우를 가상적으로 설정하여 예측능력을 비교해보고 전력사용량이 현재 경기상황에 대한 예측력을 높일 수 있는지 분석하였다. 분석방법은 Choi and Varian(2012)에 논문을 참고하여 분석하였다. 분석결과 생산지수에 과거

데이터로 예측한 예측치보다 실시간 전력사용량을 포함시켜 예측한다면 예측능력이 모든 분석대상 지역에서 개선되었으며 평균 4%~9%의 예측 개선 효과를 확인하였다. 전력사용량만을 가지고 측정한 실험결과는 예측개선 효과가 충남과 대전에서만 일부 존재하는 것으로 분석되어 생산지수와 함께 사용한 모형으로 추정된 결과가 더 우수한 예측결과를 보였다. 전력사용량만을 가지고 실험한 결과에서 충남지역이 가장 낮은 오차율을 보였는데 이는 제조업 중심지역에서 전력사용량이 생산지표에 대한 많은 정보를 담고 있다고 분석된 패널분석 결과를 뒷받침해주는 결과라 판단된다.

본 논문의 두 번째 주제는 해외 및 국내물가변수와 단기적 제조업 생산과의 연계성(*connectedness*)을 Diebold and Yilmaz(2012)가 제안한 연계성 효과 모형을 적용하여 분석하고, 생산지수에 영향을 미치는 주요 물가변수들간에 세부 품목별 연계구조를 분석하여 수입물가와 국내물가간의 파급구조를 파악하였다. 본 분석은 현실 설명력이 높고 상식과 부합하는 결과를 도출하기 위해 박진백·홍민구(2019) 제안에 따라 그랜저인과성 검정을 하여 통계적 선·후행성이 보고된 경우에만 연계효과를 계산하는 방법을 적용하였다.

먼저 통계적 선·후행성으로 분석한 4변수간 연계구조는 제조업 단기 생산에 영향을 미치는 물가변수는 생산자물가가 가장 큰 영향을 주었고 수입물가가 그 뒤를 이었다. 소비자물가가 미치는 영향은 나타나지 않아 그 영향력이 매우 미미한 것으로 나타났다. 수입물가는 생산지수에 직접적인 영향을 미치는 것 외에 생산자물가를 통해 제조업 생산에 영향을 미치는 간접적인 경로도 존재하였다. 주는 영향력의 크기에서 받은 영향력의 크기를 뺀 순연계효과는 통계적 선후행성을 고려한 방법에서는 수입물가가 가장 주요한 변수로 분석되었다. 수입물가와 세부품목별 생산자물가와의 연계구조를 파악하여 네트워크로 분석하였다. 통계적 선·후행성을 고려한 분석결과를 요약하면 수입물가의 영향력이 높은 생산자물가 품목은 제1차금속, 화학제품, 석탄 및 석유제품등으로 분석되어 원자

재나 중간재 관련 품목들이 주로 수입물가에 대해 많은 영향을 받는 것으로 분석되었다. 간략히 요약하면 수입물가→원자재 및 중간재 성격의 생산자물가→중간재 및 최종재 성격의 생산자물가로의 경로로 영향력의 전이가 된다는 사실이 분석되었다. Primiceri(2005)가 제안한 TVP-VAR 모형을 통해 해외물가충격에 대한 국내물가의 반응을 시간 가변적으로 분석하여 우리나라 경제가 과거와는 달리 국내물가 반응에 구조적 변화가 있는지 알아보았다. 분석결과 국내물가의 반응은 구조적 변화를 보이지 않은 것으로 분석되었다.

주요어 : 전력데이터, 제조업 생산, Nowcasting, 연계성, 물가파급구조
학 번 : 2013-30065

제 1 장 지역 경기지표에 대한 전력사용량의 설명력에 관한 연구

제 1 절 서 론

경기상황을 체계적으로 파악하기 위해 통계청은 경기종합지수, 산업생산지수 등을 제공하고 있다. 그러나 해당 지표는 통계의 집계 및 생산에서 공표까지 1~2개월의 시차가 발생하고 있어 현실 경제를 실시간으로 이해하는데 한계가 있으며, 경제현상을 후행적으로 이해할 수 밖에 없다. 본 연구는 이 문제를 해결할 수 있는 다양한 대안 중 전력사용량 통계가 대안으로 활용이 될 수 있는가를 실험하는 것을 목적으로 한다. 본 연구는 전력사용량 통계는 단순집계를 하는 통계이므로 통계생산에 부가적인 비용이 발생하지 않지만, 경기동행적 성격이 높을 유인이 크다는 점에 주목하고자 한다. 이에 본 연구에서는 집계통계인 전력사용량이 가공통계인 생산지수를 얼마나 설명해내고, 얼마나 예측해내는지를 검토함으로써 1~2개월 후행하여 생산되는 생산지수의 한계점을 보완해낼 수 있는 가능성을 검토하고자 한다.

최근 빠른 실물경제의 변동으로 인해 단기적 예측에 대한 수요가 더욱 높아지고 있다. 단기적인 경기변동과 상황을 파악하기 위해 가장 발표주기가 짧은 경기종합지수¹⁾나, 산업생산지수 등을 주로 이용하지만 이 경제지표들은 집계와 공표 사이에 최소 1~2개월 이상에 시차가 존재하고 지역 경기지표일수록 공표시차가 더욱 길어지는 경향이 있다. 경기종합지수의 경우 각 시도별로 작성되지만 17개 시도 모든 지역에서 작성되지는 않기²⁾ 때문에 지역단위 경기를 속보성있게 파악하는데 더욱 어려움이 있다. 가공통계인 기존 경제지표들은 공표시차와 더불어 지수생성

1) 국민경제 각 부문을 대표하면서 경기 대응성이 높은 각종 경제지표들을 선전한 후 이를 가공, 종합하여 작성되고 선행, 동행, 후행지수의 3개군으로 구분이 된다.

2) 현재 충청북도, 충청남도, 대구광역시, 대전광역시, 제주특별시, 전라북도, 인천광역시, 경상남도, 부산광역시가 통계청 승인된 경기종합지수를 생산해 내고 있다.

방법이나³⁾ 생성과정⁴⁾에서 발생하는 편의(bias)도 존재한다.

앞서 언급한 기존 경기지표의 단점을 보완하기 위해 전력사용 데이터의 활용방안이 논의되어왔다. 전력데이터 활용방안 논의를 하는 이유는 속도성과 시의성 그리고 자료수집에 대한 비용이 전혀 들지 않으면서 일관된 기준의 표준화된 자료를 수집할 수 있다는 장점이 있기 때문이고 또한 생산활동의 주요 에너지원이라는 점에서 경제활동과 밀접한 관계를 갖기 때문이다(박성근·정인환·강두용, 2015). 전력사용량 자료가 갖는 장점을 활용하여 기존 경제지표들의 단점을 보완할 수 있는 보조 지표로서의 역할이 가능한지에 대한 연구가 진행되어왔으며 구체적인 활용방안에 대해서도 상당한 논의가 진행되어지고 있다⁵⁾. 국내외 다수의 연구결과가 전력이 산업활동의 주요 에너지원이라는 점에서 전력사용량과 산업활동, 경기변동과의 높은 상관관계가 있음을 시사하였다. 또한 전력사용량과 산업활동간의 상관관계는 산업구조에 따라 다르게 작용할 수 있고(임재규·김종익, 2014). 제조업 산업의 전력화 경향이나 경기상황에 대해서도 그 연관성이 다양해 질 수 있다고 지적하였다. 하지만 경기상황을 파악하기 위한 전력사용 활용방안에 대한 대부분에 연구가 지역 단위가 아닌 전국단위의 전력데이터나 산업별 데이터를 사용하였고, 시계열 방법론을 통해 그랜저 인과관계를 밝히거나 변동성 모형등을 사용하여 경기국면 설명해 낼 수 있는지 파악하는 방향으로 주로 이루어졌다. 패널분석을 통하여 지역과 시간의 이질성을 통제하고 경기지표에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제하여 전력데이터의 경기지표 설명력의 한계효과가 어느 정도인지? 그리고 지역별, 경기상황별에 따라 설명력이 차이를 밝히려는 연구는 이제까지 시도되지 않았다. 그리고 실제 전력사용량 자료가 가지고 있는 경기지표 예측성과에 관하여 분석한 연구도 매우 부족한 상황이다.

3) 라스파이레스 방식으로 작성되어 시간 흐름에 따라 가중치에 변화를 반영하지 못해 발생하는 지수의 우상향 편향이 있다. 규모의 경제, 기술혁신등으로 생산량의 급증과 다가가 하락이 지속되지만 기준년도 가중치와 비교년도 생산량으로 지수를 작성하기 때문에 발생한다.

4) 조사통계이기 때문에 무응답이 있고, 조사과정에서 응답자에게 편의가 발생

5) 최근 한전에서는 전력사용량을 가지고 일별 생산지수를 만들어 서비스하려는 시도를 하고 있다. <https://m.etnews.com/20191126000206>

제1장의 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째, 그동안 해당 주제에서 시도되지 않았던 패널분석을 사용하여 제조업 전력사용량과 경기지표간에 영향력의 한계효과를 알아보는 것이다. 둘째, 지역간 산업구조가 다르다는 점에 주목하여 두 변수간의 관계가 지역에 따라 차별적으로 존재하는지 밝히는 것이다. 셋째, 두 변수간의 관계가 경기상황에 따라서 영향력이 차별적으로 존재하는지 밝히는 것이다. 넷째, 아직 공표되지 않은 현재 생산지수를 예측(Nowcasting⁶⁾) 하는 문제를 상정하여 Choi and H. Varian(2012)에서 사용한 방법을 활용하여 전력사용량을 사용하지 않은 벤치마크 모형대비 전력사용량이 추가된 모형이 단기예측 능력을 얼마나 개선시킬 수 있는지 알아보려고 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2절에서는 전력데이터의 실물경제 설명력과 현재예측(Nowcasting)을 다룬 기존연구를 검토하고, 제3절에서는 실증분석을 위한 계량모형 설정과 데이터를 검토한다. 제4절에서는 회귀분석 결과와 현재예측(Nowcasting)의 결과를 살펴보고, 제5절에서는 본 논문의 연구결과를 요약하고, 정책적 함의와 향후 과제를 제시하도록 한다.

6) Nowcasting은 미래를 예측하는 forecasting의 대조적인 개념으로 현재(now)상태를 추정한다는 의미

제 2 절 기존문헌 연구

본 연구는 전력사용량이 실물경기를 파악할 수 있는 대안으로써의 활용 가능성과 현재 경제상황을 파악하는데 예측력이 있는지 알아보는 것을 목적으로 한다. 이에 본 절에서는 전력사용량과 경기지표와의 관계 및 인과성에 대한 기존연구, 현재 경기상황을 실시간으로 예측(nowcasting)하기 위한 기존연구를 검토하여 관련된 주요 이슈와 기존연구들의 한계점을 확인하고, 본 연구에서 다루고자 하는 주요 사항을 도출하고자 한다.

2.1 전력과 경기상황과의 관계 연구

전력의 사용과 경제성장 간의 관계는 거시적 경제정책이나 에너지 정책에 있어서 매우 중요한 의미를 지니기 때문에 경제학적 인과관계를 규명하기 위하여 다양한 연구가 진행되어왔다. 주로 간단한 상관관계 분석이나, 오차수정모형(VECM), 벡터자기회귀모형(VAR)등을 사용하였고, 그랜저 인과관계⁷⁾를 규명하여 에너지사용과 경제활동 간의 일방향 또는 양방향 인과관계의 존재 여부를 도출하는 방식으로 연구가 진행되어왔다. 먼저 해외 연구를 살펴보면 Ferfusion 외(2000)에서는 100개국 이상의 전력소비와 경제발전과의 관계를 상관관계 분석을 통하여 저소득 국가보다 고소득 국가에서 에너지 소비와 경제발전과의 상관관계가 높다는 사실을 발견하였고, Thoma(2004)는 경기변동에 따라 전력소비 행태가 달라질 수 있으며 해당 국가의 산업구조에 따라서 경기변동에 따른 소비 행태 효과가 상이할 수 있다고 주장하였다. Narayan and Prasad(2008)에서는 OECD 30개국 전력소비와 GDP에 대하여 오차수정모형에 부트스트래핑 기법을 적용하여 분석하였는데 한국을 포함한 호주, 아이슬란드,

7) X, Y 두 변수가 있다고 가정하고 만약 Y의 과거정보만을 가지고 Y를 예측할 때보다 X와 Y의 과거정보를 동시에 가지고 Y를 더욱 잘 예측할 수 있으면 X는 Y의 원인변수가 된다(그랜저 인과하다)

이탈리아, 슬로바키아, 체코, 포르투갈, 영국에서 전력소비량이 GDP에 유효한 영향력 있음을 확인하였다. Lieskovsky(2016) 미국 경제활동 지표로 전력소비량의 활용 가능성을 알아 보기위해 40년에 걸친 자료를 사용하여 실질 GDP와 전력소비량과의 상관관계가 89%로 매우 높은 수준을 보이고 동일한 추세를 보인다는 사실을 밝혔다.

국내연구로는 김철환(1998)은 1962년~1996년까지의 최종 에너지소비량과 실질국민총생산(RGNP) 자료를 가지고 오차수정모형을 이용하여 에너지 소비와 경제성장 간에 장·단기간 양방향 그랜저 인과관계가 있는 것으로 밝혔고, 분산분해를 통하여 경제성장이 에너지소비량에 미치는 영향력이 에너지소비량이 경제성장에 미치는 영향보다 큰 것으로 분석하였다. 오완근·이기훈(2003)은 에너지소비량, 실질 GDP, 실질 에너지 가격 변수를 가지고 수요측 모형과 실질GDP, 에너지, 자본, 노동 변수들로 구성된 생산측면모형의 두 가지 유형으로 구분하여 다변량 오차수정모형을 활용하여 에너지 소비와 국민소득 간의 인과관계를 분석하였다. 분석결과 두 모형 모두에서 두 변수 간에 양방향 장기 인과관계가 존재함을 밝혔고 단기 인과관계는 존재하지 않는 것으로 분석하였다. 유승훈·정군오(2004)은 1970년~2002년의 연간자료와 오차수정모형을 가지고 인과성 검정을 하여 우리나라 전력소비와 총생산간의 양방향 인과관계가 존재함을 밝혔고 후속연구에 제안으로 경제성장에 있어 영향을 미칠 수 있는 다른 경제적 요인도 고려해야 함을 제시하였다. 조정환·강만옥(2012) 연구에서는 1980년~2009년까지의 실질GDP와 1차산업, 제조업 서비스업으로 구분된 전력소비 자료를 가지고 그랜저 인과관계를 분석한 결과 경제성장에서 총 전력소비, 1차산업 전력소비, 제조업 전력 소비로의 단방향 인과관계를 존재함을 확인하였고 서비스업과 인과관계는 존재하지 않은 것으로 추정하였다. 임재규·김종익(2014)는 1985년~2011년 동안의 연도별 전력소비량과 실질 부가가치 자료를 가지고 오차수정모형을 이용하여 업종별로 나누어 전력소비량과 생산활동간의 그랜저 인과관계를 살펴본 결과 전력비다소비업종, 고부가가치업종, 저부가가치업종에서는 양방향 인과관계가 존재하지만, 전력다소비업종은 전력에서 생산활동으로 단방

향 인과관계가 있는 것으로 분석하였다.

전력데이터가 단기 경제전망에 유용하게 사용될 수 있는지를 알아보기 위해 이상철·박종인(2002)는 시간변동계수를 갖는 공적분 및 오차수정 모형을 가지고 발전량과 GDP를 각각 설명변수와 종속변수로 설정하고 동일하게 제조업 전력소비와 산업생산지수를 각각 설명변수와 종속변수로 설정하여 전력 데이터가 단기 경제전망에 유용하게 사용될 수 있는지를 분석하였다. 분석결과 전력변수와 경제변수간에 공적분 관계가 있음을 알아냈고 또한 그랜저 인과관계를 사용하여 전력변수와 경제변수간의 밀접한 관련성을 확인하였다.

김석중·김인무(2014)는 시간변형함수 기법을 사용하여 산업생산지수와 전력발전량의 변동은 GDP의 변동과 동행하는 것으로 분석하여 전력발전량이 산업생산지수와 더불어 경기변동에 대한 지표로 사용할 수 있음을 제시하였다. 오승환·김권식(2017)은 국면전환모형을 활용하여 2000년 1월부터 2015년 12월까지의 제조업종별 전력소비량을 사용한 실증분석에서 제조업 전력소비가 경기변동 국면에 대한 설명력이 있고 선행성을 가지고 있어서 선제적 경기판정을 위한 참고 지표로서 활용 가능성이 높다고 분석하였다. 또한 경기호황시 및 불황시에 전력 소비에 변동에 대칭성이 있음을 확인하였다.

이제까지 살펴본 전력사용량과 경제상황 및 경기변동에 관한 연구들은 대부분 시계열분석과 전국 및 광역지역 단위로 분석된 연구들이었다. 경제지표에 영향을 미칠 수 있는 다른 효과들을 통제하여 단순집계 자료인 전력사용량이 가공통계인 생산지표에 대안으로 활용될 수 있는가를 패널분석을 통해 밝히려는 연구는 이제까지 시도되지 않았으며 특히 지역 생산지표에 대한 전력사용량의 차별적 설명력과 그 원인에 대하여 논의된 연구들도 매우 부족했다. 이에 본 연구는 그동안 시도되지 않았던 지역별 패널자료를 구축하여 전력사용량이 실물경제상황을 파악하기 위한 대안으로 활용 가능성이 있는지 알아보고 지역에 따라 설명력이 갖는 특징을 분석하였다.

2.2 현재예측(Nowcasting)에 관한연구

발표주기가 길어 적시성이 떨어지는 통계나 경제지표에 대해 실시간으로 획득할 수 있는 데이터나 발표주기가 더 짧은 자료들을 조합 또는 가공하여 공표주기가 길어서 적시성이 떨어지는 통계나 지표들을 적시에 예측하려는 시도가 있어왔다. 실시간으로 획득할 수 있는 검색어나 뉴스를 이용하여 현재 경제상황을 예측하거나 주기가 더 짧은 경제지표들을 이용하여 공표주기가 더 긴 경제변수들을 예측하여 속도성있게 경제상황을 파악하려는 목적으로 연구가 진행되어오고 있다. 주로 실시간으로 데이터수집이 가능한 포털사이트 검색어나 뉴스 기사수를 활용한 단기예측에 관한 연구들이 다수 있었다. Choi and Varian(2012)은 구글 검색어가 내구재 수요와 상관관계가 높아 이를 사용하여 자동차, 냉장고 등의 현재 판매량을 예측하였으며, 일자리나 복지 관련 검색어를 통해 실업률을 예측하기도 했다. McLaren and Shanbogue(2011)은 영국의 구직수당, 부동산 중개업자 등의 검색어와 실업률 및 부동산 가격과의 관계를 분석하여 노동 및 부동산 시장을 분석하는데 유용한 정보를 포함하고 있다고 분석하였다. Baker, Bloom and Davis(2013)는 뉴스기사에서 불확실성 관련 단어가 포함되어 있는 기사 수를 측정하여 지표를 작성하고, 이 지표가 주가변동성과 정(+)의 관계를 가지며 투자 및 고용과 부(-)의 관계를 갖는다는 것을 보였다. 이궁희·황상필(2014)는 포털사이트의 검색 키워드 중심으로 호황, 불황관련 검색데이터를 바탕으로 경기지수를 작성하여 임의보행모형과 AR(1)모형 예측력을 비교해 본 결과 검색 키워드로 작성한 경기지수를 포함한 모형이 속도성을 확보하면서 예측력이 더 우수함을 보였다. 공표주기가 짧은 지수들을 조합하여 공표주기가 느린 경제지표들을 예측하려는 연구로는 혼합주기모형(mixed frequency model)을 사용한 연구들이 있다. 예를 들어 분기 GDP를 일별자료나 월별자료를 사용하여 예측하는 방법론이 혼합주기모형인데, 해외 연구에서⁸⁾는 일별

8) Hamilton(2008), Gysels and Wright(2009), Armesto et al.(2009), Andreou et al.(2010), Kuzin et al.(2011), Bai et al.(2013)

금융변수인 주식수익률, 환율 등을 사용하여 GDP를 일별로 예측하는 실증분석 결과를 제시하고 있는 연구들도 있다. 국내연구에서는 김윤영·박준용(2007)의 연구가 있는데, 혼합주기 VAR(vector autoregressive)모형을 개발하고 이를 이용한 월별 경제변수들을 가지고 GDP성장률을 예측하였다. 황선웅·박문수(2012)는 MIDAS(Mixed-data sampling) 방법을 사용하여 266개의 월별 경제지표로 분기 GDP 및 산업별 부가가치성장률을 예측하였다.

본 연구의 분석은 전력사용량 자료를 실시간으로 획득할 수 있을 때 전력사용량이 제조업 활동과 높은 연관성을 가진 자료라는 분석결과를 기초로, 현재 제조업 생산활동 상황을 예측할때에 전력사용량 자료가 예측능력을 향상시켜 유용하고 적시성 있게 사용될 자료임을 보이고자 한다. 연구방법은 Choi and Varian(2012)에서 사용한 방법론을 변형하여 본 분석에 적용해 보고자 한다.

제 3 절 패널분석

3.1 분석모형

본 연구는 한전에서 제공한 제조업 전력사용량 자료⁹⁾와 통계청에서 제공하는 산업생산지수를 가지고 2008년 4월~2019년 6월까지의 균형패널자료를 구축하여 전력사용량이 산업활동에 대한 생산지수의 설명력을 분석하는 것을 목적으로 한다. 본 연구에서는 지역의 산업구조에 따라 전력사용량과 제조업 생산지수간에 관계가 차별적으로 존재할 것으로 가설을 설정하여 분석대상을 수도권과 지방으로 나누고, 제조업 비중이 높고, 고부가가치와 전력 다소비업종으로 구성된 지역이 그 외 다른 지방 지역과 두 변수간의 영향력이 차별적일 수 있다는 가설하에 전력다소비 및 고부가가치 업종¹⁰⁾ 중심의 제조업 중심지역을 울산, 충남, 경남으로 설정하여 각각 분석하였다.

$$\ln S_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln E_{it} + X' \Gamma + e_{it} \quad (\text{수식 1-1})$$

분석에 사용될 (수식 1-1)은 2원 오차 패널고정효과 모형(Two-way Error Components Fixed Effect Panel Regression Model)이다. 이 모형에서 잔차항은 $e_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \epsilon_{it}$ 을 적용하고 있다. 지역 간 고정효과를 나타내는 α_i 는 지역 간 고유한 특수성에 의해 차이가 날 수 있는 제조업 생산지수 변동수준을 보정한다. 시간 고정효과를 나타내는 α_t 는 분석대상 지역이 공통적으로 적용될 수 있는 시간 추세에 의한 왜곡을 통제하는 요소로 거시적 요인에 의해 생산지수가 공통적으로 영향을 받을 수 있는 시간추세를 통제하여 일치 추정량 계수값이 되도록 한다. 지역에 따른 차이와 시간 추세에 따른 차이를 각각 보정하여 얻은 일치 추정결

9) <https://bigdata.kepco.co.kr/>

10) 기계 및 운송장비, 기타제품, 석탄 및 석유화학, 전기전자 및 정밀기기 업종

과는 각 지역이 갖는 공통모수로 해석할 수 있다(Wooldridge, 2002).

$\ln S_{it}$ 는 i 지역의 t 시점의 제조업 생산지수 로그 값을 나타내며, $\ln E_{it}$ 는 제조업 전력사용량의 로그값을 나타낸다. 전력사용량의 결과값인 β_1 이 양(+)의 값이 예상되지만, 분석결과를 인과관계로 해석하는 것을 주의해야 한다. 경기변동으로 인해 수요의 증가가 공급의 증가로 이어지고 이는 다시 전력사용량으로 이어지는 방향도 존재하여 전력사용량과 생산지표 간에는 양방향 영향력이 존재할 수 있기 때문이다. 본 분석의 목적이 전력이 생산지수에 미치는 인과관계를 추정하는 것이 아니라 생산지수에 미치는 타요인들을 통제된 상태에서 전력사용량과 생산지표간에 한계 영향력을 추정하여 실물경제 보조지표로써 가능성을 검증하는 것이므로 본 연구 목적을 달성하기 위한 적절한 방법론이라고 판단한다.

분석대상 지역은 제주도와 세종시를 제외¹¹⁾한 15개 광역지자체이고 분석 시계열은 2008년 4월부터 2019년 6월까지로 설정하였다. 통제 벡터 X 는 실업률, 교역액¹²⁾, 시설자금대출 증가율, 금융위기 더미변수 등을 고려하였다. 실업률은 15~64세까지 경제활동인구를 나타내는데 실물경제활동과 밀접한 관련을 가진다. 오쿤의 법칙¹³⁾에 의하면 산출량과 실업 사이에 경험적으로 (-)관계가 있을 것으로 예상되어 전반적인 경기상황에 대한 통제변수로 사용하였다. 통계청 자료인 수출액과 수입액의 합을 교역량으로 설정하고 해당 변수로 대외개방도를 고려하였다. 통상적으로 대외개방도를 나타내는 수입과 수출이 경제성장과 밀접한 관련이 있다고 알려져 있다. Edwards(1997)는 대외개방도가 높은 국가일수록 총요소생산성(Total Factor Productivity: TFP)의 성장의 영향을 주어 무역개방도가 경제성장간의 양의(+) 관계가 있다고 밝혔으며, Yanikkaya(2003)는 무역 개방을 무역규모적 측면과 무역규제적 측면으로 나눠서 분석한 결과에서 무역규제가 경제성장과 양의(+)의 관계에 있고 이러한 관계는 개도국이 더 큰 것으로 분석하였다. 시설자금¹⁴⁾은 기업의 생산성 및 경쟁력 향상을 위

11) 한전에서 제공받은 자료가 해당지역이 분석기간내에 없을 뿐아니라 제조업이 차지하는 비율이 극히 낮아 분석에서 제외하였다.

12) 교역액=수출액+수입액

13) 실업률의 변화가 경제성장률에 반비례하는 경험법칙

14) 생산설비시설, 연구시설, 정보화시스템 구입자금, 사업장 확보자금등에 사용된다.

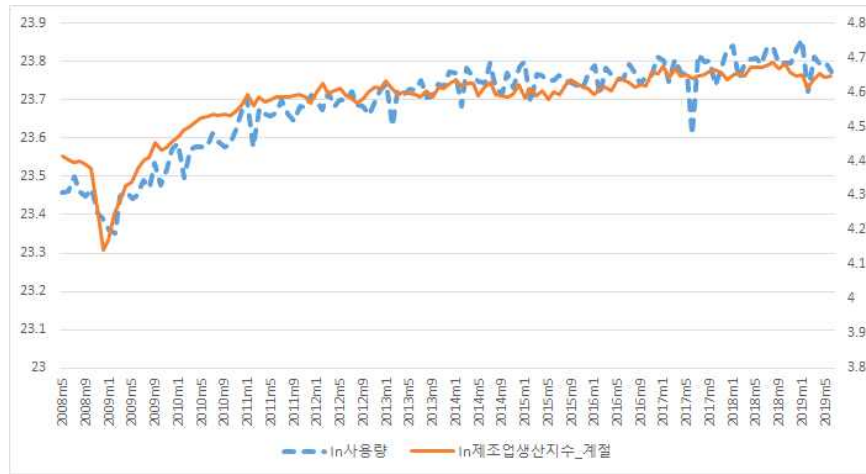
한 설비도입자금과 사업장 확보자금을 위해 기업이 대출받은 대출액이다. 이영범(2005)은 중소기업 정책자금 수혜 기업의 상대적 효율성과 생산성 추이를 자료포락(DEA)를 사용하여 시설자금에 대한 지원이 운전자금 지원보다 총요소생산성의 증가와 관련성이 높다는 사실을 밝혔다. 채광기·윤병섭·하규수(2011)는 정책자금지원이 재무성과에 긍정적인 영향이 있고 지원내용이 시설자금일 때 매출액영업이익률, 매출액증가율에서 양(+)의 영향을 미친다고 분석하였다.

3.2 데이터

본 연구는 2008년 4월~2019년 6월까지의 17개 시도에 해당하는 패널 데이터 구축하여 제조업 전력사용량과 제조업 생산지수간 영향력의 한계 효과를 분석해 보고자 하는 것이다. 로그를 취한 계절조정된 제조업 생산지수를 종속변수로, 로그를 취한 제조업 전력사용량을 설명변수로 선택하였다. 전력사용량과 실물경제 설명력에 대한 연구에서 실물경제를 제조업으로 한정 한 이유는 첫째, 서비스업보다 제조업이 산출량에 있어서 전력과 상관관계가 높고(박성근,2014), 둘째, 우리나라가 제조업 중심의 산업구조를 가지고 있기 때문에 농수산업, 광업 등의 산업보다 제조업에서 사용된 전력사용량이 국내 경기순환과 생산지표에 더 밀접한 관계가 있어서 그 중요도가 높다고 판단하기 때문이다(김권식·오승환, 2017).

[그림1-1]는 제조업 전력사용량과 광공업생산지수 추이를 나타내고 있다. 두 변수가 비슷한 추세로 상승하는 것으로 나타났다. 제조업 전력사용량은 미국발 금융위기로 인해 2008년 6월부터 감소추세를 보이다 2009년 5월부터 크게 상승하여 그 이후로 꾸준히 증가하였고, 생산지수도 2008년 8월부터 미국발 금융위기때 큰 하락을 보이다가 2009년 1월부터 회복세를 보이며 꾸준히 증가추세에 있다. 구자열·주의천·정은호(2016)의 연구에서는 제조업의 전력소비 증가의 원인을 경제성장 효과와 전력화 효과¹⁵⁾에 기인한 것으로 분석하였다. 특히 전력화 효과는 각 업종에서의

[그림1-1] 제조업 생산지수와 제조업 전력사용량 추이



전력소비 증감의 방향이나 산업규모에 관계없이 모든 업종에서 양(+)의 효과가 주목할 만한 특징이라는 결과를 제시하여 전력화가 진행됨에 따라 전력사용량과 생산활동간에 상관관계를 더욱 강화시켰다.

제조업 업종들중 높은 산업성장률과 더불어 전력소비량을 높인 업종과 업종 특징이 무엇인지 알아보려고 한다. 먼저 업종특성에 따라 세부 업종을 다음 <표 1-1>와 같이 나누었다. 전력다소비업종과, 고부가가치 업종은 자본 집약적이며 그동안 우리나라 총생산에 기여율이 큰 부가가치가 높은 업종들이다. 제조업 전력사용 증가에 어떤 업종이 주로 기여

<표1-1> 업종특성을 반영한 업종분류

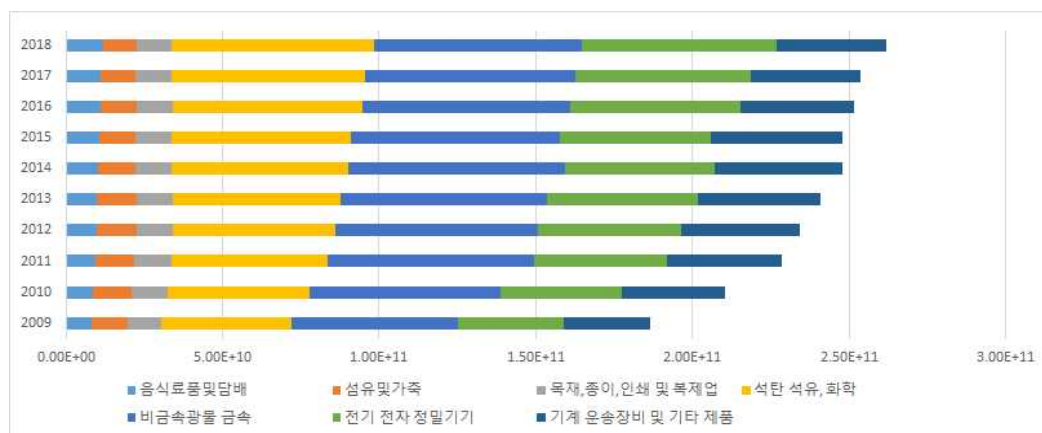
대분류	세부업종
전력다소비업종	석유화학, 철강, 기계, 반도체, 자동차
전력비다소비업종	음식담배, 섬유 의복, 목재나무, 펄프인쇄, 유리, 요업, 시멘트, 비철금속, 디스플레이, 전기전자, 조선
고부가가치업종	기계, 반도체, 디스플레이, 전기전자, 자동차, 조선
저부가가치업종	음식담배, 섬유 의복, 목재나무, 펄프인쇄, 석유화학, 유리, 요업, 시멘트, 철강, 비철금속

자료출처: 임재규·김종익(2014)

15) 제조업의 생산과정에서 에너지소비가 타 에너지에서 전력으로 전환되는 현상을 말함 (구자열·주의천·정은호,2016)

했는지 보기 위해 [그림 1-2]에 산업별 전력사용 비중을 연도별로 나타내었다. 전력사용 비중에서 석탄·석유, 화학, 금속·광물, 전기·전자, 기계·운송장비 업종에서 전력소비 비중이 높은 것으로 나타났다. 2009년 대비 2018년 증가율이 전기·전자가 83.53%로 가장 높은 증가율을 보였고 석탄·석유·화학업종이 54.55%, 기계·운송장비 및 기타제품 28.21%, 비금속 및 금속업 25.38%가 증가한 것으로 분석되어 전력소비 증가는 석탄·석유, 화학, 금속·광물, 전기·전자, 기계등 고부가가치 및 전력다소비 업종이 주도한 것으로 보인다.

[그림1-2] 연도별 전력사용량 및 산업별 사용비중(단위:kwh)



<표 1-2>는 전체 제조업 중 높은 산업 생산액 비중을 차지하는 상위 5개 지역과 산업 비중이다. 우리나라는 2017년 기준 전기·전자 및 정밀기기가 31.12%로 가장 높은 비중을 차지하는 산업이고 목재·종이 인쇄 및 복제업이 2.94%로 가장 낮은 비중을 보이는 산업으로 나타났다. 지역으로는 경기도가 31.64%로 가장 높은 제조업 비중을 보였다. <표 1-3>은 전력다소비 업종 및 고부가가치 산업의 비중을 나타내는데 울산이 85%로 가장 높은 비중을 보였고 광주, 경기, 충남순으로 높은 비중을 차지하였다. 박성근·정인환·강두용(2015)은 총 부가가치의 움직임과 제조업에서 사용된 전력이 비슷한 추이를 보인다고 분석했다. 본 연구는 지역별 산업구조로 인해 제조업 전력사용량의 설명력이 지역별로 차별적일 수 있다는 점에 주목해 보고자 한다. 특히 전기·전자, 반도체, 자동차, 조

<표1-2> 지방 제조업 산업 생산액 비중이 높은 상위5개 품목(2017년 GRDP기준)

지역	기계운송 장비및기 타제품	목재중이 인쇄및복 제업	비금속광 물및금속	석탄및석 유화학	섬유의복 및가죽제 품	음식료품 및담배	전기전자 및정밀기 기	지역 제조업
경기	6.17%	1.05%	3.79%	3.85%	0.67%	1.04%	15.08%	31.64%
경남	3.63%	0.18%	1.95%	0.80%	0.10%	0.45%	1.22%	8.33%
경북	1.21%	0.13%	2.52%	0.92%	0.28%	0.32%	4.42%	9.82%
울산	2.61%	0.09%	0.96%	3.74%	0.03%	0.03%	0.29%	7.75%
충남	2.18%	0.15%	1.73%	2.71%	0.09%	0.42%	3.93%	11.23%
전국	22.40%	2.94%	16.75%	19.02%	3.26%	4.54%	31.12%	100.00%

선, 기계등과 같은 고부가가치 산업과 석유화학 철강과 같은 전력다소비 업종으로 산업이 구성된 지역과 저부가가치업종이나 전력비다소비 업종으로 구성된 산업구조를 가진 지역이 전력과 생산지수의 상관관계가 차별적일 수 있다. 본 연구에서는 제조업 중심지역을 지방 제조업 규모가 7%이상이고 전력다소비 및 고부가가치 비중이 높은 상위 3개 지역인 울산, 경남, 충남을 제조업 중심지역으로 선정하여 타 지방지역을 대상으로 한 분석결과를 비교하여 지역 산업구조에 따라 전력데이터가 실물경기지표에 대한 설명력이 차별적으로 작동하는지 알아보고자 한다.

김권식·오승환(2017)은 호황시 전력소비가 늘어나고 불황시 줄어드는 비대칭성 현상이 뚜렷하고 호황기의 전력소비 증가속도와 불황기시 위축정도가 비슷한 것으로 분석하였다. 호황기나 불황기에 따라 생산활동에 대한 전력의 설명력이 차별적으로 작동할 수 있다는 가설을 세워 볼 수 있다. 전력사용량이 생산량 증감에 따라 선형적 관계나 비선형적 관계에 따라서 상관관계가 달라질 수 있으며, 생산증가분과 상관없이 고정적으로 설비를 가동해야 하는 부분도 전력사용량의 생산활동에 대한 정보를 달라지게 할 수 있기 때문이다. 경기상황에 따른 전력사용량의 증가율의 차이를 알아보기 위해 산출갭¹⁶⁾을 구하여, 산출갭(+)를 호경기로 판단하고(-)를 불경기로 판단하여 경기상황을 판별하였다. 산출갭은 실질GDP

16) 산출갭은 ((실질GDP-잠재GDP)/잠재GDP)으로 계산하지만 일반적으로 잠재GDP를 추정하기 어려우므로 통상적으로 로그실질GDP를 HP(Hodrick Prescott)필터를 사용하여 장기추세에 회귀적인 순환 변동부분만을 추출하는 것이 일반적이다.

<표1-3> 2017년 전력다소비업종 및 고부가가치 산업 비중

지역	기계운송장비및기 타제품	석탄및석유화학	전기전자및정밀기 기	합계
강원	15.58%	12.53%	13.11%	41.22%
경기	19.50%	12.16%	47.67%	79.33%
경남	43.60%	9.57%	14.62%	67.79%
경북	12.30%	9.33%	44.98%	66.61%
광주	41.34%	11.27%	28.39%	81.00%
대구	30.18%	9.65%	14.76%	54.59%
대전	19.62%	21.84%	22.84%	64.30%
부산	36.44%	11.25%	11.42%	59.11%
서울	12.94%	5.37%	20.85%	39.16%
세종	7.25%	28.95%	27.07%	63.27%
울산	33.63%	48.21%	3.76%	85.60%
인천	29.63%	17.50%	21.32%	68.45%
전남	8.11%	62.32%	1.40%	71.83%
전북	27.29%	21.83%	6.62%	55.74%
제주	11.08%	9.36%	10.04%	30.48%
충남	19.40%	24.16%	34.96%	78.52%
충북	10.25%	19.55%	42.29%	72.09%

2008년 1분기~2019년 2분기까지 자료를 사용하여 HP-필터(Hodrick-Prescott)¹⁷⁾를 통해 확정적 추세를 제거한 순환변동 부분을 사용하였다¹⁸⁾. 경기상황에 따른 제조업 전력사용량의 전월, 전년동월 대비 증가율의 평균과 편차를 경기상황별로 구하여 호경기와 불경기에 따른 증가율의 차이를 분석해 보았다.

<표1-4>의 분석결과를 살펴보면 호경기시 평균증가율이 불경기시 평

17) $\text{Min}_{g_{it=-1}}^T \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2$ 이 식의 최적해인

HP 필터는 $\frac{\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}{[1+\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2]}$ 로 표현된다. 여기서 L 은 시차연산자(lag-operator)이다.

18) HP-필터의 평활화 파라미터(Smoothing parameter)값인 λ 는 1600 으로 설정하였다.

균증가율보다 높게 나타나 경기상황별 전력사용량 증가율이 차이가 있음을 보였고, 경기상황별 전월대비 전력사용량 평균증가율의 차이가 제조업 도시에선 0.494% 그 외 지방에서는 0.422%으로 분석되어 제조업 중심지역에서 그렇지 않은 지역보다 경기상황별 전력사용이 탄력적 움직임을 보였다. 전년동월대비 증가율 차이 또한 마찬가지로 전국 증가율의 차이는 1.79%, 제조업 중심지역에서는 2.36%, 비제조업지역에서는 1.84%로 나타나 수도권과 다른 지역에 비해 제조업 중심지역에서 큰 변동성을 보였다. 경기상황에 따라 전력소비 증가율이 반응하고 있음을 확인할 수 있었고 지역에 따라서 그 반응정도가 차별적임을 알 수 있었다. 이는 각 지역의 산업구조와 특징에 기인한 결과로 판단되며 경기상황별 산업활동에 대한 정보를 전력사용량 자료가 포함하고 있음을 시사한다. 단기 효과를 나타내는 전월대비 편차를 보면 불경기때 편차가 줄어드는 현상이 있으며 이는 불경기시 전체 산업이 비용 최소화(cost minimize)하려는 경향이 호경기때 보다 더 명확하게 나타났다고 해석될 수 있다.

<표1-4> 경기상황과 지역에 따른 제조업 전력사용량 증가율

구분		호경기		불경기		호경기-불경기	
		평균	편차	평균	편차	평균	편차
전체	전월대비 증가율	0.734%	6.617%	0.255%	4.921%	0.48%	1.70%
	전년동월대비 증가율	7.984%	12.208%	6.193%	12.054%	1.79%	0.16%
제조업 중심지방	전월대비 증가율	0.727%	7.214%	0.232%	6.041%	0.494%	1.172%
	전년동월대비 증가율	7.869%	13.034%	5.508%	12.902%	2.362%	0.131%
비제조업 중심지방	전월대비	0.565%	8.064%	0.143%	6.923%	0.422%	1.141%
	전년동월대비 증가율	6.299%	13.458%	4.456%	13.243%	1.843%	0.215%

3.3 분석결과

본 연구의 목적은 그동안 시계열 방법으로 분석되었던 전력사용량과 제조업 지수와의 관계를 패널분석을 사용하여 지역과 시간의 이질성, 기타 생산지수와 관련된 변수를 통제하여도 두 변수간의 관계가 유의하게 추정되는지 분석해 봄으로써 전력사용 자료가 제조업 지수에 대한 보조 지표로써의 사용 가능성을 확인해보고자 한다. 그리고 지역별 산업구조 특징과, 경기상황에 따라 두 변수간의 한계효과가 차별적으로 작용할 수 있는지 파악해 보고자 한다. <표 1-5>은 패널분석에 사용할 변수들의

<표1-5> 패널분석 자료 기초통계량

변수명	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
로그 제조업 생산지수	2,025	4.557	0.148	3.740	4.871
로그 제조업 전력사용량	2,025	20.580	0.958	18.449	22.397
실업률	2,025	3.264	1.033	1.100	6.700
로그 교역량	2,025	8.028	1.196	4.700	10.097
시설자금 대출 증가율	2,010	0.010	0.010	-0.056	0.083
금융위기 더미	2,025	0.089	0.285	0.000	1.000

기초통계량이다. 앞서 설명에서처럼 종속변수는 로그를 취한 제조업 생산지수이며 본 연구에 관심변수는 로그 제조업 전력사용량이다. 그 밖에 제조업 생산과 관련된 변수를 설정하여 통제변수로 설정하였다. 생산에 있어서 노동투입과 전반적인 경제상황을 나타낼 변수로 실업률을 통제변수로 설정하였다. 우리나라는 생산활동에 있어서 해외 원자재등 수입에 대한 의존도가 높고, 수출중심에 소규모 개방경제이므로 산업활동에 중요한 지표중에 하나인 교역량을 통제변수로 설정하였으며, 생산능력 확대 및 자본투입을 대신할 시설자금 대출 증가율을 통제변수로 선정하였다. 2008년과 2009년에 걸친 글로벌 금융위기 기간은 생산에 변동성이 급격히 높아졌던 시기이다. 글로벌 금융위기로 인한 급격한 변동성을 통제하기 위해 금융위기 더미 변수¹⁹⁾를 포함하여 분석하였다.

<표 1-6>은 로그값 수준변수를 사용하여 전국 15개 광역자치체 전체와 서울, 인천, 경기도를 수도권으로 설정하고, 울산, 경상남도, 충청남도를 제조업도시, 그리고 그 외 지방은 비제조업도시로 설정하여 분석한 패널회귀 분석결과를 제시하고 있다. 첫 번째로 제조업 전력사용량과 생산지수와의 관계에 대해 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 (1)~(5)열까지의 패널회귀분석 결과가 하우스만 검정의 귀무가설을 기각하여 고정효과 모형 설정이 바람직한 것으로 분석되어 고정효과 모형 결과만을 제시하고 있다. 본 연구의 관심변수인 전력사용량 변수의 계수값이 지역별 추정치인 (1)~(5)열에서 모두 (+)방향으로 유의하게 추정되었다. 전국을 대상으로한 (1)열의 결과를 살펴보면 가설로써 설정된 결과로 전력사용량의 계수값은 0.508로 생산지수간에 양(+)의 관계를 가진 것으로 분석되어 전력사용량 자료가 제조업 생산지수에 대한 비례적 설명력이 존재하는 것으로 분석되었다. 전력은 생산활동에 있어서 주요 에너지원으로 사용되고 있으며, 전력의 의존도가 높아져 가는 현실을 반영하면 충분히 예상된 결과라고 판단된다.

두 번째로 샘플을 수도권과 지방을 나눠서 분석한 결과를 (2)과 (3)번에 제시하였다. 수도권과 지방이 제조업이 차지하는 비중과 산업구성 특징으로 인해 전력사용량과 실물경제에 미치는 설명력 또한 차별적으로 존재할 수 있다는 가설을 확인하기 위해 지역을 수도권과 지방으로 나누어 분석을 시행하였다. 전국단위인 (1)열의 분석결과와 비교해 보면 수도권에서의 한계효과가 0.609로 분석되어 전국단위 결과보다는 높은 계수값을 보여 수도권에서의 한계효과가 더 높은 것으로 분석되었다. 이는 제조업에서 가장 큰 비율을 차지하는 경기도의 산업구조가 전력 다소비 업종중에 하나인 반도체와 전기·전자 산업과 기계장비업으로 주로 구성된 영향으로 풀이 되어진다. (3)열의 수도권을 제외한 지방에서 전력사용량과 생산지수 간에 영향력은 0.534로 분석되어 전국단위 결과값인 0.508보다 조금 높은 결과값을 보였지만 유의한 차이를 보이지 않았다.

세 번째로 지방제조업 도시와 지방 비제조업도시를 나누어 분석한 (4)

19) 금융위기가 실물경제에 영향을 미치기 시작한 2008년 5월부터 제조업의 회복세가 시작된 2009년 10월까지를 금융위기 기간이라고 설정하였다.

<표1-6> 전체기간 패널분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전국	수도권	지방	지방제조도시	지방비제조도시
로그 전력 사용량	0.508*** (0.021)	0.609*** (0.032)	0.534*** (0.029)	0.721*** (0.057)	0.515*** (0.038)
실업률	-0.015*** (0.003)	0.027** (0.011)	-0.016*** (0.004)	-0.026*** (0.007)	-0.017*** (0.005)
로그 교역량	0.289*** (0.010)	0.097 (0.064)	0.292*** (0.011)	0.230*** (0.021)	0.306*** (0.016)
시설자금 대출 증가율	0.383* (0.201)	1.199** (0.543)	0.229 (0.226)	1.354*** (0.409)	-0.005 (0.287)
금융위기 더미	-0.070** (0.029)	-0.098 (0.063)	-0.073** (0.034)	-0.062 (0.055)	-0.063 (0.042)
Constant	-8.195*** (0.444)	-8.921*** (0.829)	-8.671*** (0.606)	-12.907*** (1.119)	-8.110*** (0.782)
관측점수	2,010	402	1,608	402	1,206
R-squared	0.713	0.854	0.705	0.857	0.678
분석지역수	15	3	12	3	9
하우스만검정	611.6	161.3	458.9	171.2	269.6
p-value	0	0	0	0	0

주1 : ()안은 표준오차를 나타냄. *** n<0.01. ** n<0.05. * n<0.1

주2 : 상수, 지역 고정효과, 시간 고정효과는 분석에 포함되었으나 제시하지 않음

(5)의 결과를 비교해 보면 전력사용량과 생산지표 사이에 영향력의 차이가 확연히 다른 것을 확인할 수 있었다. 먼저 (4)열 결과인 지방제조업 도시에서 계수값은 0.721로 가장 높은 것으로 분석되었다. 제조업 중심지역에서 전력사용량과 실물 생산지표와의 한계효과가 지방 비제조업 지역 분석결과에 비해 높은 것으로 분석되어 지방제조업 중심지역의 전력사용량 자료가 그 외 지방에 비해 해당 제조업 활동에 대한 설명력이 매우 높다는 것을 확인하였다. 제조업 중심지역들의 산업구성이 주로 자본 집약적 산업인 고부가가치 산업이나 전력다소비 업종들의 비율이 타지역보다 높은 수준이고 생산활동에 필요한 투입요소 중 전력이 차지하는 비중과 의존도가 높은 업종들로 구성되어 있는 반면 그 외 지방비제조업 지역 산업은 생산에 있어서 전력에 대한 의존도가 낮거나 다른 투입요소로

대체될 수 있는 업종들로 구성되어 있기 때문이라고 판단된다. 지역별 산업구조와 특징으로 인해 전력사용량과 산업생산지표간에 영향력이 지역에 따라 차별적으로 작동하고 있음을 확인했다.

<표 1-4>에서 제시된 결과는 경기상황별로 전력사용량의 제조업 생산활동에 대한 설명력이 차별적으로 작동할 수도 있음을 시사하기 때문에 본 연구에서는 경기상황에 따라 전력사용량의 생산지표에 대한 설명력이 차별적으로 작동하는지 알아보고자 한다. 앞서 설명한 분기별 실질 GDP를 가지고 경기를 호경기과 불경기로 나누어 각 경기상황별로 패널 분석을 시행하였다. 먼저 호경기때 샘플만을 사용한 분석결과를 <표 1-7>에 제시하였다. 분석결과를 살펴보면 전체기간에 대한 분석결과와 비교해 보았을때 (2)열의 수도권을 제외한 나머지 지역의 전력소비 계수

<표1-7> 호경기 기간 패널분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전국	수도권	지방	지방제조도시	지방비제조도시
로그 전력 사용량	0.529*** (0.030)	0.531*** (0.046)	0.614*** (0.042)	0.888*** (0.080)	0.563*** (0.053)
실업률	-0.020*** (0.005)	0.026* (0.015)	-0.020*** (0.005)	-0.046*** (0.010)	-0.020*** (0.007)
로그 교역량	0.283*** (0.014)	0.082 (0.097)	0.289*** (0.016)	0.234*** (0.026)	0.308*** (0.022)
시설자금 대출 증가율	0.224 (0.262)	1.047 (0.762)	-0.008 (0.290)	0.654 (0.546)	-0.127 (0.361)
금융위기 더미	-0.019 (0.030)	-0.063 (0.072)	-0.008 (0.034)	0.078 (0.060)	-0.017 (0.043)
Constant	-8.565*** (0.635)	-7.166*** (1.141)	-10.288*** (0.869)	-16.491*** (1.615)	-9.091*** (1.096)
관측점수	1,020	204	816	204	612
R-squared	0.619	0.786	0.623	0.847	0.576
분석지역수	15	3	12	3	9
하우스만검정	331.1	73.32	247.8	92.62	134.3
p-value	0	0	0	0	0

주1 : ()안은 표준오차를 나타냄. *** n<0.01. ** n<0.05. * n<0.1

주2 : 상수, 지역 고정효과, 시간 고정효과는 분석에 포함되었으나 제시하지 않음

값들이 전체기간 추정치보다 유의하게 상승하였다. 특히 지방제조업도시 지역인 (4)열의 분석결과가 호황기에 생산지표에 대한 가장 높은 영향력을 보였으며 전체기간 추정결과에 비해 전력사용량의 설명력 증가폭도 가장 큰 것으로 분석되어 호황기때 전력의 설명력이 전체적으로 증가함을 보였다. <표 1-8>에 각 산업별 성장률을 살펴보면 우리나라의 성장을 이끈 산업은 자본집약적 고부가가치, 전력다소비 산업인 반도체나 자동차 조선업 같은 산업들이다. 또한 이 산업들이 제조업 생산에서 차지하는 비중과 영향력이 다른 업종에 비해 상대적으로 크기 때문에 이러한 산업들로 구성된 지역들이 호황기때 생산량의 증가와 더불어 전력사용량이 비례적으로 반응한 결과라고 판단된다. 황상연(2013)은 제조업 생산 비중이 높은 지역은 경기변동에 있어서 지역 고유의 영향력이 낮고 국가 전체 공통적인 요인에 더 영향을 많이 받는다고 분석한 내용으로 판단해 볼 때, 전체 GDP에 대한 경기변동에 대해서 제조업 중심지역들이 더 민감하게 반응한 결과라 판단된다.

(2)열의 결과인 수도권외의 전력소비에 대한 한계효과는 여전히 (1)열의 결과인 전국단위의 결과보다는 높지만 호황기에 설명력이 전체기간에 설명력보다 약화 된 것으로 분석되었다. 경기도는 제조업이 비중이 가장 높은 지역으로 2015년 5월부터 2019년까지 6월까지 경기도와 인천의 생산지수가 전국 평균생산지수를 상회 하는 것으로 나타났다. 특히 전 세계 반도체 수요가 크게 증가하면서 불황기에도 큰 호황을 누리게 된 반

<표1-8> 2011-2017연도별 GRDP 품목별 성장률

년도	기계운송장비및기타제품	목재종이인쇄및복제업	비금속광물및금속	석탄및석유화학	섬유의복및가죽제품	음식료품및담배	전기전자및정밀기기
2011	6.3%	0.4%	2.6%	3.5%	1.6%	-1.3%	8.5%
2012	1.0%	-0.1%	1.0%	-2.1%	7.8%	5.8%	2.8%
2013	1.3%	-0.2%	1.1%	2.9%	2.4%	6.3%	5.5%
2014	1.0%	3.5%	4.7%	2.4%	0.5%	0.5%	4.9%
2015	0.6%	1.0%	4.7%	3.6%	-7.4%	4.1%	0.3%
2016	-0.5%	8.1%	1.1%	1.9%	-14.2%	-0.4%	7.2%
2017	4.1%	-4.4%	2.5%	2.7%	1.9%	3.9%	5.6%

도che 산업체가 밀집해 있는 경기도의 제조업 생산지수는 국가전체의 경기상황과는 다른 모습을 보여왔다. 또한 수도권 지역(서울, 인천, 경기)의 산업구조는 주로 전기·전자, 섬유·가죽, 가구·기타제조, 광물산업에 비율이 높는데 황선웅·김성희(2013)는 전지전자, 섬유·가죽, 가구·기타제조, 광물산업은 거시적 공통요인보다는 해당산업의 고유한 움직임에 의해 독자적으로 움직이는 성격이 강한 산업이라고 분석하였다.

<표 1-9>는 불경기시 샘플을 가지고 분석한 결과를 제시한 것이다. 불경기때는 호경기때와는 달리 전력사용량의 설명력은 대부분 지역에서 감소한 모습을 보였다. 그러나 불경기 결과에서도 수도권의 한계효과는 그 외 전체 지역들과 상반된 움직임을 보였다. 경기상황에 따라 전력사용량과 실물경기와의 관계를 종합해보면 호경기때는 전력사용량의 제조

<표1-9> 불경기 기간 패널분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	전국	수도권	지방	지방제조도시	지방비제조도시
로그 전력 사용량	0.491*** (0.030)	0.685*** (0.045)	0.461*** (0.042)	0.596*** (0.082)	0.467*** (0.056)
실업률	-0.013*** (0.005)	0.035** (0.016)	-0.014*** (0.005)	-0.014 (0.009)	-0.015** (0.007)
로그 교역량	0.298*** (0.015)	0.135 (0.087)	0.300*** (0.017)	0.238*** (0.033)	0.309*** (0.024)
시설회금 대출 증가율	0.588* (0.309)	1.325* (0.796)	0.501 (0.353)	1.731*** (0.595)	0.220 (0.467)
금융위기 더미	-0.088*** (0.030)	-0.125* (0.070)	-0.091*** (0.035)	-0.067 (0.060)	-0.088** (0.044)
Constant	-7.869*** (0.621)	-10.808*** (1.214)	-7.208*** (0.851)	-10.293*** (1.566)	-7.148*** (1.136)
관측점수	990	198	792	198	594
R-squared	0.762	0.888	0.752	0.875	0.729
분석지역수	15	3	12	3	9
하우스만검정	334.5	85.37	243.4	79.24	168.8
p-value	0	0	0	0	0

주1 : ()안은 표준오차를 나타냄. *** $n < 0.01$. ** $n < 0.05$. * $n < 0.1$

주2 : 상수, 지역 고정효과, 시간 고정효과는 분석에 포함되었으나 제시하지 않음

업 생산지수에 대한 설명력은 탄력적으로 반응하며, 불경기때는 설명력이 비탄력적으로 나타나는 경향을 보였다. 하지만 수도권만은 경기상황에 따라 나머지 전체 지역과 다른 움직임을 보였다. 이 분석결과는 전력사용량이 설명력이 실물경기 상황에 따라 차별적일 수도 있다는 점에서 전력 데이터를 실물경기에 대한 보조지표로 활용할 때에 주의가 필요하다는 사실을 시사하는데, 특히 불경기시 지방 비제조업 중심지역에서 적용할 때에는 주의가 필요한 것으로 이해할 수 있다.

패널분석 결과를 전체적으로 종합해보면 제조업 전력사용량은 지역별 제조업 생산지수에 대해 높은 설명력을 가지고 있으며 지역 산업구조에 따라 설명력의 한계효과가 차별적으로 작동하는 것으로 분석되었다. 자본 집약적인 고부가치산업이나 전력다소비산업으로 구성된 제조업 지역에서 전력데이터는 경기상황에 대한 설명력이 타 지역에 비해 매우 높은 것으로 추정되었다. 전력데이터는 경기상황에 따라서 호경기때는 설명력이 증가하고 불경기때는 감소하는 경향을 보였지만 지역산업의 특성에 따라 해당 지역의 산업이 국가 전체 경기와 다르게 움직인다면 전력사용량은 지역 경기에 반응하여 작동하는 것으로 분석되었다.

제 4 절 현재예측(Nowcasting)에 관한 분석

4.1 분석모형

속보성을 가지고 현재 경제상황을 파악하기 위해서는 경제활동과 동행적 정보를 담고 있으며, 실시간으로 수집되는 데이터를 이용할 수 있어야 한다. 실시간 데이터와 경제변수 간의 상관관계가 성립하여야 실시간 또는 현재경기상황 예측이라는 목표 달성이 가능해질 것이다(유경원, 2019). 앞서 패널분석을 통하여 속보성을 가진 전력사용량이 경기지표에 대해 설명력이 존재한다고 분석하였다. 이번 분석에서는 현재예측(Nowcasting)문제 즉 아직 공표되지 않은 현재의 경기지수를 예측하는 문제를 상정하였다. 현실적으로 과거의 데이터로 현재생산수준을 예측하는 것과 현재 전력사용량의 관한 데이터를 포함해서 예측할 경우 현재 제조업 지수를 예측함에 있어 실제적으로 전력이 경제지표에 대한 예측력을 높일 수 있는지 알아보고자 한다.

Choi and Varian(2012)은 포털사이트 검색량과 이전의 매출 수준등을 통해 가까운 미래의 소매판매, 자동차 판매 매출등을 예측하는데 속보성을 지닌 포털사이트 검색어가 유용하게 사용될 수 있음을 보였다. Choi and Varian(2012)이 사용한 방법을 조금 변형하여 본 연구에서는 다음과 같은 모델을 설정하였다. 우선 과거 생산지수 증가율(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)과 시간변수인 트렌드(*trend*) 그리고 계절성을 고려한 월별 더미(*seasonal*)로 구성된 모형0을 벤치마크 모형으로 설정하였다. 모형0에서 시차1을 시작으로 시차를 늘리면서 시차 6까지 생산지수 증가율 변수를 하나씩 포함시켜 예측하였다. 비교모형으로써 모형1은 모형0에서 현재(실시간)전력사용량의 증가율(x_t)를 추가한 모델이다. 모형2는 모형1의 전력사용량 변수(x_t)를 대신해서 선행지수 순환변동치(z_{t-1})²⁰를 포함시킨 모형이고, 모형3은 전력사용량 자료만($x_t, x_{t-1}, x_{t-2} \dots$)을 가지고 현재 생산지수(y_t)를

20) 순환계열인 선행종합지수에서 추세요인을 제거하여 산출한 것으로서, 향후 경기의 국면 및 전환점을 단기 예측하는데 활용된다.

<표1-10> 현재예측(Nowcasting) 벤치마크 모형과 비교모형

	수식	모형
벤치마크 모형	$\Delta \ln y_t \sim \Delta \ln y_{t-1} + trend + seasonal + e_t$ $\Delta \ln y_t \sim \Delta \ln y_{t-1} + \Delta \ln y_{t-2} + trend + seasonal + e_t$ \vdots $\Delta \ln y_t \sim \sum_{p=1}^6 \Delta \ln y_{t-p} + trend + seasonal + e_t$	모형0
	$\Delta \ln y_t \sim \Delta \ln y_{t-1} + \Delta \ln x_t + trend + seasonal + e_t$ $\Delta \ln y_t \sim \Delta \ln y_{t-1} + \Delta \ln y_{t-2} + \Delta \ln x_t + trend + seasonal + e_t$ \vdots $\Delta \ln y_t \sim \sum_{p=1}^6 \Delta \ln y_{t-p} + \Delta \ln x_t + trend + seasonal + e_t$	모형1
	$\Delta \ln y_t \sim \Delta \ln y_{t-1} + \Delta \ln z_{t-1} + trend + seasonal + e_t$ $\Delta \ln y_t \sim \Delta \ln y_{t-1} + \Delta \ln y_{t-2} + \Delta \ln z_{t-1} + trend + seasonal + e_t$ \vdots $\Delta \ln y_t \sim \sum_{p=1}^6 \Delta \ln y_{t-p} + \Delta \ln z_{t-1} + trend + seasonal + e_t$	모형2
	$\Delta \ln y_t \sim \Delta \ln x_t + trend + seasonal + e_t$ $\Delta \ln y_t \sim \Delta \ln x_t + \Delta \ln x_{t-1} + trend + seasonal + e_t$ \vdots $\Delta \ln y_t \sim \sum_{p=0}^6 \Delta \ln x_{t-p} + trend + seasonal + e_t$	모형3
비교 모형	<i>SeasonalARIMA</i>	모형4

y_t : 생산지수, x_t : 제조업 전력사용량, z_t : 선행순환변동지, $trend$: 시간변수, $seasonal$: 월별 dummy

예측(Forecasting)하는 모형이다. 마지막으로 모형4는 단변량 모델인 Seasonal ARIMA 모형을 비교모델로 설정하였다.

본 연구에서는 내표본 적합성(In-sample fitting)에 의해 선택 되어진 예측모형의 평가를 위해 외표본(out-of-sample) 평가를 수행하였다. 내 표본을 이용하여 시계열 모형의 모수를 추정하여 외표 본으로 설정된 데이터와의 예측오차(forecast error)²¹⁾를 계산하여 예측력을 비교하고자 한다. 150개 관측점 중 130개를 학습데이터(training set)로 설정하고 나

며지 19개의 관측점을 테스트 데이터(test set)로 설정하여 학습데이터를 하나씩 늘려가면서 현재 생산지수를 각 모형별로 예측하고 평균절대오차 (Mean absolute error 이하 MAE)²²⁾를 각각 계산하였다. 기준모형(모형 0) 대비 각 모형에 평균절대오차(MAE)를 비교하여 전력이 포함된 비교 모형이 각각 얼마나 예측오차를 줄였는지 분석해 보고자 한다. 추가적으로 단기예측에 우수하다고 알려져 있는 Seasonal ARIMA 모형으로 생산지수의 예측오차를 측정하여 벤치마크 모형의 예측오차와 비교해 보고자 한다.

21) $e_{T+h} = y_{T+h} - \hat{y}_{T+h|T}$

22) $MAE = \frac{1}{h} \sum_{h=1}^h (e_{T+h})$

4.2 데이터

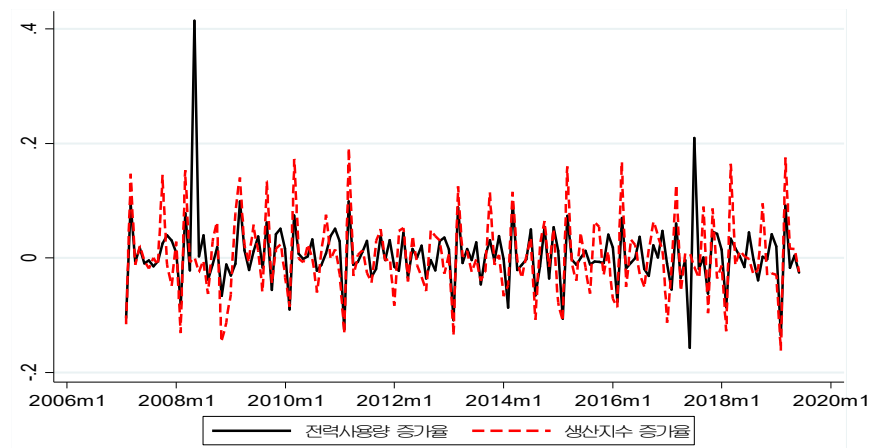
2007년1월부터 2019년 6월까지의 로그 차분된 제조업 전력사용량, 생산지수, 선행지수 순환변동치를 가지고 생산지수의 증가율을 예측하는 분석을 시행하였다. <표1-11>은 전국단위의 분석변수 기초통계량을 제시한 것이며, 추가적으로 모형에 포함되어있는 Seasonal 변수는 월별더미(dummy)를 나타내고, trend(time)는 시간변수를 의미한다.

<표1-11> 전국단위 분석변수 기초 통계량

변수명	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
생산지수 증가율	149	0.241%	6.974%	-16.173%	19.197%
전력사용량 증가율	149	0.522%	5.912%	-15.693%	41.447%
선행지수 증가율	149	-0.013%	0.232%	-0.614%	1.016%

[그림1-3]은 전국단위 제조업 전력과 생산지수의 증가율 추세를 나타낸 것이다. 생산지수의 편차가 전력사용량보다 크지만 두 변수의 증가율의 방향은 유사하게 움직이고 있다.

[그림1-3] 전국 제조업 전력사용량과 생산지수 증가율



4.3 분석결과

경제지표들은 1개월 이상의 발표시차(publication lag)를 가지고 있어 가까운 과거(1달이내) 혹은 현재(now)의 경제상황에 대한 판단을 해야 할 때 사실상 ‘예측’이 필요하다. 본 연구는 유사 실시간예측(pseudo real time forecasting) 상황에서 표본외 예측력(out of sample test)을 각 모델별로 계산하여 기준모형 대비 전력사용량을 포함한 비교모델이 예측력을 얼마나 개선할 수 있는지 알아보는 것을 목적으로 한다.

분석을 위해 데이터는 2007년1월부터 2019년 6월까지의 총 150 관측점을 가지고 진행하며, 전체 데이터를 학습데이터(training set)와 테스트 데이터(test set)로 각각 나누었다. 모델의 계수값을 추정하기 위한 학습 데이터를 130개 관측점으로 설정하였고, 추정된 계수값으로 생성된 예측치가 현실을 얼마나 잘 예측하는지 평가하기 위해 나머지 최근 19개의 관측점을 테스트(test set) 데이터로 설정하였다. 학습데이터를 하나씩 늘려가며 순차이동방법으로(rolling window) 표본외 데이터(out of sample)에 대해 예측실험을 시행하였다. 지역은 ‘전국’을 포함하여 분석모델에서 변수가 모두 존재하고 있는 세부지역을 대상으로 하였다.²³⁾ 추정한 모형별 평균예측오차를 사용하여 전력사용량 자료를 포함하고 있는 모형1과 선행지수를 포함한 모형2의 예측력이 벤치마크 모형에 비해 얼마나 예측력을 개선시켰는지 다음과 같은 식 $1 - \frac{MAE_{m1,2,3}}{MAE_{mo}} \times 100$ 으로 계산하였다. 이 식은 벤치마크 모형의 평균예측오차와 비교모형의 평균예측오차의 차이를 벤치마크 모형의 예측오차로 나눈식이다.

<표 1-12~16>은 전국을 포함한 5개 지역에 대해 학습데이터를 하나씩 늘려가면서 순차이동방법으로(rolling window) 계산한 평균 예측오차 값이다. 전국을 대상으로한 결과를 살펴보면 벤치마크 모형에서 차수1까지 포함한 모형이 예측오차가 0.0266로 가장 낮았다. 이 값을 기준으로

23) 선행지수 순환변동치까지 데이터가 모두 있는 지역은 전국, 충청남도, 충청북도, 경상북도, 대전광역시, 대구광역시 이다.

<표1-12> 전국 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차 개선율

지역	차수				모형0 대비 오차 개선율	
		모형0	모형1	모형2	모형1	모형2
전국	1	0.0266	0.0239	0.0268	10.15%	-0.75%
	2	0.0268	0.0252	0.0261	5.84%	2.74%
	3	0.0268	0.0260	0.0244	2.97%	8.96%
	4	0.0278	0.0275	0.0254	0.96%	8.58%
	5	0.0277	0.0267	0.0253	3.33%	8.72%
	6	0.0277	0.0267	0.0260	3.59%	6.29%
	평균	0.0272	0.0260	0.0257	4.47%	5.76%

<표1-13> 충청남도 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차 개선율

지역	차수				모형0 대비 오차 개선율	
		모형0	모형1	모형2	모형1	모형2
충남	1	0.0341	0.0311	0.0342	8.80%	-0.29%
	2	0.0355	0.0325	0.0360	8.33%	-1.59%
	3	0.0320	0.0303	0.0322	5.38%	-0.63%
	4	0.0321	0.0309	0.0328	3.76%	-2.14%
	5	0.0326	0.0310	0.0338	4.80%	-3.72%
	6	0.0325	0.0313	0.0339	3.94%	-4.20%
	평균	0.0331	0.0312	0.0338	5.83%	-2.10%

비교모델과 비교해보면, 전력을 포함한 모형1의 예측오차가 0.0239, 선행지수 순환변동치가 있는 모형2가 0.0268로 분석되었다. 벤치마크 모형대비 비교모형의 오차 개선율은 모형1이 10.15%, 모형2가 -0.75%로 분석되어 전력을 포함한 모형이 오차개선율이 현저히 높게 나타났다. 그러나 다른 차수로 추정된 선행지수를 포함한 모형도 (+)오차개선되는 효과를 나타냈다. 각 지방에 생산지수에 대한 현재예측 결과를 살펴보면 먼저 충남은 벤치마크 모형이 래그(lag) 3차까지의 생산지수를 포함한 모형이 가장 낮은 예측오차율을 보였다. 이 모형을 기준으로 모형1의 예측오차는 0.0303 모형2는 0.0322를 나타냈고 오차 개선율은 모형1과 모형2가 각각 5.38%, -0.63%를 보여 전력이 포함된 모형1만이 오차 개선율을 보여 주었다. 충청지역도 충남과 마찬가지로 래그3차까지의 벤치마크 모형이 가장 낮은 오차율을 보였고 이것을 기준으로 모형1과 모형2의 오차 개선율은 각각 5.38% , -0.63%으로 분석되어 충남에 이어 충북에서도 전력을 포함한 비교모형의 오차가 개선된 것을 확인하였다. 대전과 대구의 분석 결과는 양 지역 모두 래그 1차까지의 벤치마크 모형이 가장 낮은 오차율

<표1-14> 충청북도 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차 개선율

지역	차수				모형0 대비 오차 개선율	
		모형0	모형1	모형2	모형1	모형2
충북	1	0.0404	0.0385	0.0409	4.70%	-1.24%
	2	0.0385	0.0379	0.0393	1.56%	-2.09%
	3	0.0371	0.0367	0.0382	1.12%	-3.10%
	4	0.0385	0.0377	0.0402	2.26%	-4.43%
	5	0.0387	0.0378	0.0406	2.16%	-4.90%
	6	0.0388	0.0376	0.0410	3.12%	-5.50%
	평균	0.0387	0.0377	0.0400	2.49%	-3.54%

<표1-15> 대전광역시 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차 개선율

지역	차수				모형0 대비 오차 개선율	
		모형0	모형1	모형2	모형1	모형2
대전	1	0.0548	0.0506	0.0534	7.66%	2.55%
	2	0.0620	0.0587	0.0632	5.35%	-1.92%
	3	0.0623	0.0584	0.0629	6.20%	-0.87%
	4	0.0654	0.0614	0.0669	6.16%	-2.37%
	5	0.0657	0.0613	0.0665	6.68%	-1.19%
	6	0.0667	0.0623	0.0676	6.66%	-1.29%
	평균	0.0628	0.0588	0.0634	6.45%	-0.85%

을 보였고 이것을 기준으로 모형1의 오차 개선율은 대전이 7.66%, 대구가 13.22%으로 분석되어 대구가 분석대상 중 가장 높은 예측오차개선을 보였다. 모형2의 오차 개선율은 대전과 대구가 각각 2.55%, -1.68%으로 분석되어 대전지역에서 선행지수 순환동행치를 사용한 모형이 예측오차를 줄여준 결과를 보였다. 간략히 결과를 정리하면 현재(실시간)전력사용량 자료와 생산지수 과거값을 같이 사용한 모형1이 분석대상 지역 모두에서 과거 생산지수만 사용한 모형0과 비교해 오차 개선율을 보였다. 선행순환변동치 모형은 지역과 모형의 차수에 따라 결과가 상이하게 분석되었다. 다음은 전력사용량 자료만으로 구성된 비교모형3과 벤치마크 모형의 예측력을 비교해보았다. 모형3도 현재 전력사용량부터(lag0) 래그 차수를 하나씩 늘려가면서 예측능력을 추정하여 가장 낮은 평균예측오차를 보인 벤치마크(모형0)과 비교해 모형3이 예측 오차를 줄일 수 있는지 분석해 보았다. <표 1-17>은 현재 전력사용량과 과거 래그값을 추가해

<표1-16> 대구광역시 평균예측오차 및 벤치마크 모형대비 오차 개선율

지역	차수				모형0 대비 오차 개선율	
		모형0	모형1	모형2	모형1	모형2
대구	1	0.0416	0.0361	0.0423	13.22%	-1.68%
	2	0.0439	0.0395	0.0452	9.87%	-3.02%
	3	0.0439	0.0401	0.0438	8.67%	0.16%
	4	0.0443	0.0406	0.0440	8.46%	0.69%
	5	0.0445	0.0412	0.0454	7.33%	-2.09%
	6	0.0456	0.0418	0.0466	8.27%	-2.29%
	평균	0.0440	0.0399	0.0446	9.30%	-1.37%

가면서 분석한 결과를 제시한 것이다. 대부분 지역에서 벤치마크 모형에 비해 예측정확도가 떨어지는 것으로 분석되었지만 충남과 대전에서는 예측정확도가 개선된 결과도 보고 되었다. 평균적인 예측오차 개선율은 충남지역이 벤치마크 모형과 비슷한 예측능력을 보였는데 이는 패널분석에서 언급하였듯이 제조업 중심지역에 해당하는 지역으로 전력사용량이 생산활동에 관한 높은 정보를 담고 있는 지역이다. 현재예측(Nowcasting) 실험결과에서도 패널분석의 결과를 뒷받침 해주는 결과가 도출 되었다고 판단된다. 그러나 보다 정확한 실시간 생산활동을 파악하기 위해서는 과거의 생산지수 정보도 함께 고려되어야 함을 암시하고 있는 결과라 판단된다. <표1-18>은 SARIMA로 예측한 각 지역별 예측오차 및 예측오차 개선율이다. SARIMA모형은 전반적으로 회귀모형의 예측오차보다 높아 낮은 예측능력을 보였다.

Nowcasting 실험의 연구결과를 종합해보면 다음과 같다. 첫째, 생산지수에 과거 데이터로 예측한 예측치 보다 현재의 전력사용량을 포함시켜 예측한다면 예측치가 모든 지역에서 개선되었다. 둘째, 전력사용량을 선행지수로 대체한 실험결과는 예측개선 효과가 지역별로 상이하게 분석되어 전력사용량 자료만큼 예측에 효과적이지 않았다. 셋째, 전력사용량만을 사용한 모형을 통해 예측능력을 분석해 본 결과 제조업 중심지역인 충남지역이 가장 높은 예측능력을 보였다. 이를 통해 앞선 패널분석의 결과를 뒷받침하는 분석결과로 판단된다. 본 절에서 시행한 예측은 현재 경기상황만을 예측하는 문제만을 설정한 것이며, 제조업 생산에 있어서

<표1-17> 전력사용량 모형의 예측오차와 오차 개선율

	전국		충남		충북		대전		대구	
	예측오차	개선율	예측오차	개선율	예측오차	개선율	예측오차	개선율	예측오차	개선율
0	0.0320	-20.40%	0.0318	0.75%	0.0486	-31.12%	0.0679	-23.94%	0.0527	-26.74%
1	0.0322	-20.94%	0.0320	-0.05%	0.0490	-32.07%	0.0442	19.30%	0.0511	-22.94%
2	0.0320	-20.48%	0.0326	-1.77%	0.0487	-31.32%	0.0686	-25.23%	0.0516	-24.02%
3	0.0314	-18.13%	0.0316	1.12%	0.0484	-30.35%	0.0640	-16.73%	0.0508	-22.09%
4	0.0300	-12.87%	0.0316	1.18%	0.0461	-24.38%	0.0640	-16.79%	0.0494	-18.72%
5	0.0235	-10.76%	0.0321	-0.37%	0.0463	-24.67%	0.0725	-32.25%	0.0497	-19.39%
6	0.0349	-31.05%	0.0333	-3.99%	0.0489	-31.68%	0.0743	-35.61%	0.0500	-20.26%
평균		-19.23%		-0.45%		-29.37%		-18.75%		-22.02%

단기예측을 시도하려 할 때 전력사용량 자료가 산업생산에 관한 현재에 정보를 담고있는 효과적인 자료로 판단된다. 향후 전력사용량의 빠른 수집을 통해 현재 또는 단기 경기상황을 조금 더 정확히 파악하는데에 매우 유용한 자료임이 분석결과를 통해 입증되었다.

<표1-18> SARIMA 예측오차 및 예측오차 개선율

지역	벤치마크 예측오차	SARIMA 예측오차	예측오차 개선율	SARIMA 모형
전국	0.0266	0.0342	-28.57%	ARIMA(0,1,1)(2,0,0)[12]
충남	0.032	0.0375	-17.19%	ARIMA(0,1,1)(2,0,0)[12]
충북	0.0371	0.0496	-33.69%	ARIMA(0,1,1)(0,0,2)[12] w/ drift
대전	0.0548	0.0697	-27.19%	ARIMA(0,1,1)(0,0,2)[12]
대구	0.0416	0.0513	-23.32%	ARIMA(0,1,1)(2,0,0)[12]

제 5 절 결 론

5.1 패널분석

본 연구는 집계통계인 전력사용량이 가공통계인 생산지수에 대한 설명력을 검토함으로써 1~2개월 후행하여 공표되는 생산지수의 한계점을 보완할 수 있는지 패널분석을 통해 알아보았다. 또한 지역별 산업구조의 차이로 인해 전력 데이터가 지역별 생산지수에 대한 설명력이 차별적으로 작동할 수 있다는 점에 주목하여 수도권과 지방, 지방제조업 중심도시로 분류하여 전력데이터의 차별적 설명력을 파악하고자 했다. 경기변동에 반응하여 전력데이터의 설명력이 차별적일 수 있다는 가설 아래 GDP 자료를 사용하여 경기상황을 호경기과 불경기과 나누어 패널분석을 시행하였다.

패널분석 결과를 요약해 보면 첫째, 전력사용량은 지역 실물경기인 제조업 생산지수에 대해 설명해내는 효과가 있음을 확인했다. 둘째, 지역 산업구조에 따라 설명력의 한계효과가 차별적으로 작동하는 것으로 분석되었다. 자본 집약적인 고부가치산업이나·전력다소비산업 중심에 제조업 도시는 전력사용량 자료가 제조업 생산지수에 대한 설명력이 타 지역에 비해 매우 높은 것으로 추정되었다. 셋째, 경기상황에 따라서는 호경기때는 설명력의 탄력성이 증가하고 불경기때는 감소하여 경기상황에도 반응한다는 사실을 발견하였다. 그러나 전체 경기상황보다도 지역산업의 경기상황에 따라 해당 전력사용량의 설명력이 반응하여 작동하는 것으로 분석되어 전력사용량이 지역 경기지표를 보완하는 자료로 사용될 수 있음을 보였다.

5.2 현재예측(Nowcasting) 분석

앞서 패널분석을 통해 속보성을 가진 전력사용량이 경기지표에 대해

설명력이 있음을 확인하였고, 설명력이 경기상황별, 지역별로 차별적으로 작동한다는 사실을 확인하였다. 실제로 전력데이터를 가지고 현재(실시간)경기상황을 예측하려 할 때 전력사용량 자료가 얼마나 예측력을 개선시킬 수 있는지 알아보기 위해 현재예측(Nowcasting)문제 즉 아직 공표되지 않은 현재 경기지수를 예측하는 문제를 설정하여 과거 경기지표로만 구성된 데이터로 현재 생산수준을 예측하는 것과 속도성있는 전력사용량을 포함해서 예측하는 경우를 가상적으로 설정하여 예측능력을 비교하여 전력사용량이 현재 경제상황에 대한 예측력을 높일 수 있는지 분석하였다. 분석결과 실시간 전력사용량 자료가 예측능력을 높이는 결과가 분석되어 현재 실물경기상황을 파악하는데 유용한 자료임을 확인했다. Nowcasting 실험의 연구결과를 종합해보면 다음과 같다. 생산지수에 과거 데이터로 예측한 예측치보다 실시간 전력사용량을 포함시켜 예측한다면 예측능력이 모든 분석대상 지역에서 개선되었으며 평균 4%~9%의 예측개선 효과를 확인하였다. 전력사용량만을 가지고 측정한 실험결과는 예측개선 효과가 충남과 대전에서만 일부 존재하는 것으로 분석되어 생산지수와 함께 사용한 모형의 예측이 더 우수한 예측결과를 보였다. 평균적으로 전력사용량만을 가지고 실험한 결과에서 충남지역이 가장 낮은 오차율을 보였는데 이는 제조업 중심지역에서 전력사용량이 생산지표에 대한 많은 정보를 담고 있다고 분석된 패널분석 결과를 뒷받침해준 결과라 판단된다. 분석결과를 통해 전력사용량 자료가 생산지수의 단기예측에 매우 효과적임을 확인하였다.

5.3 정책적 함의

본 연구의 제1장은 기존 경기지표로는 경기상황을 후행적으로 파악할 수밖에 없다는 문제를 해결하기 위한 제조업 전력사용량의 활용 가능성을 알아보기 위한 연구이다. 속도성을 갖춘 전력사용량이 지역별 경기상황별 생산활동에 대한 설명력과 어떤 특징을 갖추고 있는지 분석하여 보조 경기지표로서의 활용 가능성을 알아보았다. 향후 빅데이터 시대를 맞

이하게 됨으로써 전력사용량 데이터 이외에도 다양한 방식으로 경제상황에 대한 정보를 담고 있는 속보성을 지닌 데이터들(검색어, 뉴스, 키워드 등)이 생성되게 될 것이다. 빅데이터 자체로 주요한 결론을 도출하기는 어려울 수 있지만 주요한 결론을 도출하기 위해 기존 데이터를 보완하는 방식으로 활용하는 것이 바람직할 것이다.(유경원,2019) 본 장에서는 전력사용량만을 대상으로 현재 제조업 생산활동에 대한 활용가능성을 알아보았지만 향후 속보성과 예측이 중요한 경우에 다양한 빅데이터를 활용하여 제조업 생산활동 뿐만 아니라 다양한 실물경제 상황을 파악하려는 노력들이 뒤따라야 할 것이다. 빠르게 급변하는 경제상황을 속보성과 시의성을 가지고 이해함으로써 적시성 있는 정책 수립에 적극 활용할 필요가 있다.

참 고 문 헌 1

- 김권식, 오승환. (2017). 시변파라미터 일반화해밀턴-plucking 모형을 이용한 전력소비의 선제적 경기국면 판단 활용 연구. 에너지경제연구, 16(1), 163-190.
- 김석중, 김인무. (2014). 경기변동과 전력발전량. 경제학연구, 62(2), 59-98.
- 김우환, 백문영. (2012). 한국의 경제성장과 전력수요간의 인과성에 관한 연구: 분기별 자료를 이용하여. 응용통계연구, 25(1), 89-99.
- 김종익, 임재규. (2014). 제조업 생산활동과 전력소비 간의 인과관계 분석. 자원·환경경제연구, 23(2), 349-364
- 구자열, 주희천, 정은호. (2016). 전력소비 변화 요인분석을 통한 국내 제조업의 전력효율성 평가. 에너지경제연구, 15(2), 23-54.
- 김철환. (1998). 한국의 에너지소비와 경제성장 사이의 인과관계: 오차수정모형. 한국경제연구, 1(), 129-155.
- 박성근. (2014), “경기동향 파악을 위한 전력수요 활용 방안”, 「KIET산업경제」, 통권 193호, 산업연구원, pp.46-55.
- 박성근, 정인환, & 강두용. (2015). 전력통계를 활용한 지역별 경기동향지수 개발 연구 / 산업연구원 [편]
- 박종인, 이상철. (2002). 전력수요를 이용한 단기경제전망의 유용성 연구. 경제학연구, 50(4), 141-169.
- 박준용, 김윤영. (2007). 혼합주기자료(混合週期資料) VAR모형(模型)을 이용한 분기(分期) GDP성장율(成長率)의 최적예측(最適豫測). 경제학연구, 55(3), 189-217.
- 양준모 · 최진석. (2008). 경기선행지수의 동태적 특성과 선행성에 관한연구. 통계연구, 제13권, 제2호
- 유승훈, 정군오. (2004). 전력소비와 경제성장의 인과관계 분석. 산업경제연구, 17(1), 81-94.
- 이금희 · 황상필.(2014). 빅데이터를 이용한 경기판단지표 개발: 네이버 검색 경기지수 작성과 유용성 검토, 경제분석, 한국은행 경제연구원, 제20권 4호

- 오완근, 이기훈. (2003). 다변량 오차수정모형을 이용한 에너지와 국민소득간의 인과관계 분석. *경제학연구*, 51(1), 257-271.
- 이영범. (2006). 중소기업 정책자금 수혜 기업의 상대적 효율성과 생산성 추이 분석. *행정논총*, 44(4), 199-229.
- 임재규. (2013). 산업부문의 전력수요관리정책 추진방향에 대한 연구, *에너지경제연구원, 기본연구보고서*
- 임재규, 김종익. (2014). 국내 산업부문의 전력·에너지 소비효율 비교·분석. *에너지경제연구*, 13(1), 121-143.
- 조정환, 강만옥. (2012). 한국의 전력소비와 경제성장의 인과관계 분석. *자원·환경경제연구*, 21(3), 573-593.
- 채광기, 윤병섭, 하규수. (2011). 중소기업 정책자금 지원이 중소·벤처기업 재무성과에 미치는 영향. *벤처창업연구*, 6(3), 85-107.
- 황상연. (2013). 우리나라 지역 경기변동의 요인분석. *경제학연구*, 61(2), 31-68.
- 황선웅, 김성희, & 산업연구원. (2013). 경제적 교란의 산업간 파급 구조 / 황선웅, 김성희 [저].
- 황선웅, 박문수, & 산업연구원. (2012). 대규모 혼합주기 자료를 이용한 단기 경제전망 모형 구축/ 황선웅, 박문수 [공 연구] ; 산업연구원 [편].
- 한치록. (2017). 패널데이터강의 = Panel Data Analysis / 한치록.
- Baker, S., Bloom, N., & Davis, S. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty *. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Choi, H., & Varian, H. (2012). Predicting the Present with Google Trends. *Economic Record*, 88(S1), 2-9.
- Edwards, S. (1998). Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know? *Economic Journal*, 108(447), 383-398.
- Ferguson, R., Wilkinson, W., & Hill, R. (2000). Electricity use and economic development. *Energy Policy*, 28(13), 923-934.
- Lieskovsky, Jozef. (2016). Electricity Use as an Indicator of U.S. Economic Activity. 244415.

- McLaren, N., & Shanbhogue, R. (2011). Using internet search data as economic indicators. *Bank of England. Quarterly Bulletin*, 51(2), 134–140.
- Narayan, P., & Prasad, A. (2008). Electricity consumption - real GDP causality nexus: Evidence from a bootstrapped causality test for 30 OECD countries. *Energy Policy*, 36(2), 910–918.
- Thoma, M. (2004). Electrical energy usage over the business cycle. *Energy Economics*, 26(3), 463–485.
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 72(1), 57–89.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* / Jeffrey M. Wooldridge.

제 2 장 해외물가, 국내물가 그리고 실물경제간 연계성과 물가간 파급구조

제 1 절 서 론

본 연구는 해외 및 국내물가변수와 단기적 제조업 생산과의 관계를 Diebold and Yilmaz(2012)가 제안한 연계성효과(Connectedness effect) 모형을 적용하여 물가변수와 단기적 생산과의 연계구조를 알아보고 생산 지수에 영향을 미치는 주요 물가변수들간에 세부 품목별 연계구조를 분석하여 수입물가와 국내물가간의 파급구조를 파악하는 것이다. 수입물가 충격으로 인한 국내물가 안정과 실물경제 피해를 최소화하기 위한 정책을 효과적으로 수행하기 위해서는 물가변수와 생산지수와의 연계구조를 파악할 필요가 있을 뿐만 아니라 물가간의 파급구조를 통해 파급력이 높은 세부물가를 집중적으로 관리될 수 있도록 충분한 검토가 선행되어야 합리적인 정책의 방향과 내용을 설정할 수 있을 것이다. 본 연구의 분석을 위해 해외물가는 수입물가로 국내물가변수²⁴⁾는 생산자물가와 소비자물가를 사용하였고, 제조업 생산에 관한 변수로는 제조업 생산지수를 사용하여 자료를 이용하여 생산과 물가변수와의 관계를 분석해 보고자 한다.

우리나라는 원자재·자본재의 대외의존도가 높아 해외충격으로 인한 수입물가의 변동이 생산비용을 변화시켜 실물경제인 생산활동에 직, 간접적으로 영향을 미칠 수 있는 개연성이 높다. 가격변수의 변동성 증가는 가격구조를 왜곡시켜 소비나 투자를 방해하는 요인으로 작용하여 경제성장에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 또한 수입물가 상승은 국내물가인 생산자물가와 소비자물가 등에 반영되어 경제 전반에 인플레이션에 영향을 주기도 한다. 최근 코로나 확산으로 인한 글로벌

24) 제조업 생산과의 연계성을 위해 공산품에 해당하는 수입물가와 생산자물가를 사용하였다.

수요가 크게 감소하였고, 국제유가는 2020년 1~4월중 전례없는 큰 하락으로 인해 수출입물가의 하락이 지속되고 있다. 대외경제 상황의 변화, 원자재 가격변동으로 인해 수입물가의 변동은 경제안정화 정책운영에 큰 부담으로 작용하고 있다. 이러한 이유로 물가변수와 단기적 제조업 생산과의 관계를 연계성과 연계구조의 관점에서 실증분석을 통해 파악하고 수입물가충격으로 인한 국내물가로의 파급구조가 어떠한 경로로 파급되는지 분석을 통해 구체적으로 파악할 필요가 있다. 해외물가, 국내물가, 실물경제와의 관계를 다룬 대부분의 연구는 환율의 전가율이나 해외원자재 가격변동이 물가와 실물경기변동에 미치는 영향력을 측정하는데 초점이 맞추어져 연구가 이루어졌다. 수입물가를 중심으로 제조업 생산 및 물가간 연계구조를 다룬 연구는 사실상 매우 부족한 상황이며 해외물가와 국내물가간의 연계구조나 세부품목별 물가와와의 구체적인 관계를 네트워크 형식으로 표현하여 해외물가의 파급효과를 표현한 연구는 이제까지 시도되지 않았다. 본 연구는 향후 물가변수 변동에 대해 실물경제, 특히 제조업 생산에 대해 효과적으로 안정화 시키기 위한 정책적 기초자료로 활용하기 위해 물가변수간 연계구조와 제조업 생산과의 연계구조를 밝히는데에 초점을 맞추고자 한다.

본 연구에서 사용할 연계성 모형은 주로 시장의 통합 정도나 영향력의 정도를 측정하는 주요 방법론으로 활용됐다. 금융시장이나 주택시장이 주요한 주제로 연구가 진행되어져 왔지만 본 연구에서는 거시 가격변수와 제조업 생산간의 영향력의 정도와 연계구조를 파악하기 위해 본 모형을 적용해 보고자 한다. 그러나 연계성 모형은 일반화분산분해를 사용하여 구조적 충격들에 대한 식별과정 없이, 잔차항에 포함된 구조적 충격들의 효과만을 측정한 것이다. 이 때문에 서로 상관관계가 없는 구조형 교란항을 식별하지 않아 충격에 대한 변수간에 명확한 경제학적 해석이 아니라 통계적 해석을 갖는 한계점이 있다는 사실을 밝혀둔다.

본 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 기존연구와는 달리 국내외 물가와 제조업 생산과의 연계성이 존재한다는 가정을 바탕으로 수입물가, 생산자물가, 소비자물가와 제조업 생산지수를 사용한 모형을

설정하여 수입물가, 국내물가, 생산지수간 연계구조를 파악하는 것이다. 분석결과를 바탕으로 제조업 생산이 어느 물가변수와 가장 높은 연계성(Connectedness)을 가지고 있는지 분석하고, 수입물가와 국내물가간 연계성을 통해 물가과급구조를 알아보며, 순 연계성(net Connectedness effect)을 통해 모형 내에서 가장 지배적인(Dominant) 변수가 무엇인지 알아보려고 한다. 둘째, 수입물가와 세부 품목별 생산자물가와의 연계성을 분석해 봄으로써 환율이나 원자재 가격등 해외 충격으로 인한 수입물가의 변동과 세부 품목별 생산자물가와의 물가 과급구조를 분석하여 해외 물가충격에 가장 밀접하게 관련되어있는 생산자물가 품목을 파악해보는 것이다. 셋째, 수입물가와 세부 품목별 물가의 연계구조를 네트워크 형식으로 표현하여 해석을 용이하게 하는 것이다. 넷째, 수입물가 충격(Impulse)으로 인한 국내물가가의 반응(Response)의 형태를 충격반응함수를 통해 알아보고 과거와는 달리 반응의 구조적 변화가 있는지 알아보는 것이다.

본 연구에 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 연계성 모형을 사용한 기존 연구들을 확인하고 제3절에서는 Diebold and Yilmaz(2012)가 제안한 연계성 추정 방법과 분석 데이터에 대해 설명한다. 제4절에서는 연계성 추정결과를 확인하고 제5절에서는 연구결과를 요약하여 제시하고 향후 과제를 제시하였다.

제 2 절 기존문헌 연구

본 논문에서 제2장의 연구는 해외물가와 국내물가 그리고 제조업 생산과의 관계를 Diebold and Yilmaz(2012)가 제안한 연계성 추정 방법으로 분석하여 각 물가변수와 제조업 생산과의 연계정도와 연계구조를 분석하고, 제조업 생산에 영향을 미치는 물가변수를 파악하여 물가변수간 파급구조를 파악하는 것이다. 물가와 생산에 관한 연구들은 주로 물가에 대한 환율의 전가²⁵⁾율을 구하거나 환율로 인한 실물경제의 변동을 중심으로 다루는 연구와 국제유가등과 같은 원자재 가격변동이 산업과 경제 성장에 미치는 영향력의 관한 연구를 중심으로 논의가 진행되어왔다. 우선 환율의 경제성장 및 산업생산에 미치는 영향에 대한 연구는 1980년대 중반부터 꾸준히 진행되어왔다. Bleaney(1996)와 Goldberg(1990)은 환율의 변동성이 경제성장을 일정 부분 낮추며 투자에도 부정적인 영향을 미친다고 분석하였으며, TadesseZenebeLema·유태환(2014)는 1998년 1월부터 2013년 6월까지의 자료와 벡터오차수정모형(VECM)을 사용하여 한국의 명목실질환율은 산업생산에 유의미한 정(+)의 영향을 주지만 인플레이션에는 통계적 유의미한 영향을 주지 않은 것으로 분석하고 있다. 최경욱·형남원(2010)은 Diebold and Yilmaz(2009)의 방법론을 적용하여 산업지수와 거시변수간의 관계를 다룬 논문으로 1991년 4월~2009년까지 산업생산지수, 이자율, 환율, 소비자물가지수 4변수간에 연계성을 분석하여 환율이 인플레이션이나, 금리보다 생산지수에 영향을 미치는 변수로 분석하였고, 환율의 효과는 외환위기 이후 환율의 효과가 더 강화되었음을 보였다. 물가에 대한 환율의 전가를 중심으로 다룬 연구들은 다음과 같다. McCarthy(2007)는 주요 선진국¹¹²⁶⁾의 1976~1998년 자료를 대상으로 VAR모형을 추정하여 물가파급경로(수입물가 → 생산자물가 → 소비자물가)에 대한 환율전가효과를 분석하였다. 분석결과 대부분 국가에서 소비자물가에 대한 환율전가효과가 수입물가나 생산자물가에 비해 작은

25) 환율전가란 환율이 변동했을 때 수출 혹은 수입가격이 변화하는 정도를 말한다.

26) OECD 9개국(미국, 일본, 독일, 프랑스, 영국, 벨기에, 네덜란드, 스웨덴, 스위스)

것으로 나타났다. 김기호(2012)와 장광수 김흥기(2017)의 연구결과에서도 비슷한 결과를 보고하고 있는데 환율전가로 인한 수입물가와 국내물가와 의 전과경로를 ‘수입물가(외화기준)→수입물가(원화기준)→(가공단계별) 생산자물가→소비자물가’로 순으로 전과경로를 가지고 전과경로마다 환율전가율이 낮아짐을 보였다.

환율과 물가, 산업생산간에 선행연구 내용을 종합해 보면 환율은 산업 생산이나 경제성장에 영향을 미치고 그 파급경로는 수입물가 → 생산자 물가 → 소비자물가로 이어져 있으며 파급경로를 통해 환율과 원자재가 격 변동이 직·간접적으로 실물경제와 국내물가에 영향을 미친다고 분석 하였다. 즉 수입물가로부터 국내물가 전이 경로를 통해 실물경제로 영향 력이 파급된다고 요약할 수 있다. 수입 원자재 및 중간재는 생산활동에 투입요소로써 생산활동에 직접적으로 투입되기 때문에 수입물가는 가공 단계별 생산자물가에 영향을 미치고 생산자로부터 공급받은 재화를 사용 하여 소매부분이 상품 및 서비스로 유통되는 과정을 통해 수입물가는 소 비자물가에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 수출물가에 영향력에 대해서 이항용·김현욱(2009)에 연구에서는 수출기업이 환율 변동의 영향을 수출 가격에 전가하기보다 내부적으로 마크업 조정을 통해 흡수하는 경향이 외환위기 이후에 더욱 높아졌기 때문에 수출가격에 대한 환율 전가율이 하락하였다고 분석하였다. 이근영(2009)은 1982년 1월부터 2009년 5월까 지의 원달러환율, 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수를 사용하 여 환율변화 수입물가와 국내물가에 미치는 영향력을 동태적으로 분석한 결과 환율에 충격이 직접적인 인과관계만 고려할 때보다 다른 변수를 통 한 간접적인 인과관계를 고려할 때 수입물가와 국내물가를 더 크게 상승 킨다는 사실을 확인했다.

환율뿐만 아니라 유가충격과 같은 원자재 가격충격이 물가와 산업에 미치는 영향에 대한 논의를 중심으로 한 연구도 다수 있다. 이근영·정한 영(2002)은 외환위기 이전까지를 분석기간으로 하여 유가, M2, GDP, 소 비자물가 등의 4변수 오차수정모형(VECM)으로 추정한 결과 양의 유가 (+)충격이 물가를 상승시킨 반면 GDP는 하락시키고 음의 유가(-) 충격

은 비대칭적으로 작동한다고 분석하였다. 배성종·박상우(2012)은 구조적 VAR을 통해 유가 충격에 대한 산업별 영향력을 분석한 연구에서 대부분의 업종에서 생산이 감소하는 가운데 특히 국내 주력산업인 자동차와 IT 업종의 생산이 크게 감소하는 것으로 분석하였다. 이러한 영향력은 석유류 투입비중이 높은 일부 업종을 제외하고는 상당수 업종에서 기업의 생산원가 상승으로 관련 제품의 생산이 감소하는 직접경로 보다는 소비자의 예산제약등으로 제품수요가 감소하는 간접경로에 의해 주도된 것으로 분석하였다. 김정렬(2013)은 1999년 1월부터 2013년 6월까지 자료를 가지고 벡터오차수정모형(VECM)을 사용하여 국제원유가격등이 국내 물가에 미치는 영향 정도를 분석한 결과 수입물가, 생산자물가, 소비자물가의 순서로 상대적으로 큰 영향을 미쳤으며, 세계경제위기 이전과 이후를 비교할 때 국제원자재가격의 영향이 증가하고 있는 것으로 분석하였다. 선행연구결과를 간략히 종합해보면 환율이나 해외원자재 변동이 수입물가나 생산자물가에 가장 큰 영향을 주는 것으로 분석하였고 이는 경제성장에까지 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 각종 비용요인에 의한 품목별 물가파급에 관한 연구는 산업연관표²⁷⁾를 이용하여 연구들이 진행되어왔다. 김종구(2011) 2005년 지역산업연관표를 30개 산업대분류로 한국의 국내외 물가상승압력이 지역물가에 미치는 영향을 분석했으며, 변창욱(2008)은 2003년 한국은행의 지역산업연관표를 이용하여 환율과 유가상승의 물가파급효과를 분석하였다. 산업연관표를 이용한 물가파급효과 분석은 가격파급 경로 및 각 산업부분의 원가 상승압력을 파악할 수 있어 물가분석 등에 유용한 기초자료로 활용이 가능하나 고정투입계수 생산함수와 수확불변 현상을 가정하고 있는 정태적 분석으로써 최대한의 물가파급효과만을 계측하여 실제 수요요인이나 경쟁요인등에 의해 발생한 파급효과가 분석결과보다 가격변동이 작을 수 있다. 이에대한 본 연구의 차별점은 유량(flow)개념인 물가지수를 이용하여 최근 시점까지 공표된 자료에 포함된 가격간의 관계를 반영할 수 있으며, 분석에 사용

27) 산업연관분석은 산업간의 투입과 산출의 상호의존관계를 통해 특정 산업에서 소비, 투자, 수출입등 최종수요의 변화가 생산 및 고용등 국민경제에 미치는 효과를 분석하는 방법론

될 변수의 개수로 인한 자유도 문제가 허락하는 범위에서 동태적 관계에 대한 분석도 가능한 분석방법이다. 또한 실제 수요요인이나 경쟁요인등에 의해 결정된 물가수준을 가지고 분석한 방법이라는 점에서 산업연관표를 이용한 분석방법과 차별성을 갖는다.

본 연구가 수입물가, 국내물가와 제조업 생산간 연계성 분석을 위해 사용할 Diebold and Yilmaz(2012)의 방법론은 금융시장 분야에서 국가간 주식시장의 전이효과나 섹터간 연계성이나 전이효과 추정을 위해 주로 사용되었고, 부동산시장을 대상으로 국제 주택시장과 지역간 주택가격에 전이효과를 찾는 데 주로 사용되었다. 금융시장을 대상으로 한 대표적인 연구는 다음과 같다. Diebold and Yilmaz(2009)연구는 선진국 7개국과 신흥국 12개국의 주식시장간 연계성을 분석하였다. Diebold and Yilmaz(2012)에서는 미국의 주식, 채권, 외환, 상품시장의 연계성을 추정하여 글로벌 금융위기 이전에 비해 금융위기 이후에 연계성이 강화되는 특징을 확인하였다. Diebold and Yilmaz(2016)는 미국과 유럽 금융사이의 연계성을 네트워크 방법론으로 나타내는 시도를 하였다. 국내연구로는 장병기(2013), 고희운·강상훈(2016)이 Diebold and Yilmaz(2012)의 방법론을 적용하여 금융시장간 연계효과를 연구하였다.

제 3 절 모형설정 및 데이터

3.1 실증분석 모형

본 연구에서 사용할 연계성 모형은 VAR(vector auto regressive)모형에 기초한 예측오차분산분해(generalized forecast error variance decomposition)방법을 적용한다. 연계성(또는 전이효과) 모형은 시장의 통합정도(integration)나, 상관성(inter-connectedness) 정도를 측정하기 위해 활용되어져 왔다. 기존연구들에서는 금융자산과 주택시장을 대상으로한 연구가 주로 진행되어왔다. 본 연구는 기존연구들과 달리 수입물가, 생산자물가, 소비자물가로 이어지는 파생경로를 따라 제조업 생산에 영향을 미칠 수 있다는 가설하에 변수간 영향력의 정도를 파악함으로써 물가변수와 제조업 생산간 연계성 정도를 알아보는 것이다. 또한 미시적으로 수입물가와 품목별 생산자물가와 연계구조를 파악함으로써 대외적 요인으로부터 발생한 수입물가의 변동과 품목별 생산자 물가간에 파급구조를 살펴보고, 분석된 구조를 네트워크로 시각화하여 해석을 용이하게 하는 것이다. 해외, 국내물가의 변동과 제조업 생산과의 관계에서 큰 영향을 미치는 변수(shock transmitter)와 다른 변수들로부터 영향을 받는 변수(shock receiver)를 식별하고 해외발 물가충격에 대한 국내물가의 파급구조를 알아보는 것은 경기 안정화 정책이나 산업정책을 효과적으로 수행하기 위해 선행되어야 할 연구일 것이다.

기존 VAR에서 Sim(1980)는 변수 Y_j 에서 발생한 충격에 대한 Y_i 의 순수한 반응을 분석하기 위해 오차항 e_t 의 분산행렬을 출레스키(cholesky) 분해로 직교화하여 충격반응함수(impulse response function)와 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition) 분석방법을 제시하였다. 하지만 출레스키 분해로 직교화를 할 경우 변수의 나열 순서에 따라 분석결과가 달라지는 문제를 지니고 있다. 변수들간에 외생 정도를 구분할 논리적 실증적 근거가 부족할 경우 변수 순서 설정에 어

려움을 초래할 수 있다. 특히 본 연구와 같이 세부 품목간 연계연구를 하는 경우에, 특정 품목이 다른 어떤 품목보다 우선하여 영향력을 준다는 사전적 제약을 가할 이론적, 논리적 근거가 부족하다. 본 모델은 변수들의 내·외생성 때문에 변수구성 순서에 따라 결과값이 크게 달라지는 출레스키분해(Cholesky decomposition)를 사용하지 않고, Pesaran and Shin(1998)이 제안한 일반화분해(Generalized Decomposition)²⁸⁾를 사용하여 변수구성 순서에 대한 문제를 해결하였다. m개의 변수로 구성된 벡터를 Y_t 라 하면 시차 자기회귀과정으로 구성된 벡터자기회귀 모형(VAR)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \epsilon_t, \quad t = 1, 2 \dots T, \quad \epsilon_t \sim i.i.d(0, \Sigma) \quad (\text{수식2-1})$$

여기서 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{mt})$ 는 $m \times 1$ 안정적인 시계열(stationary process)를 따를 경우 (수식 2-1)을 (수식 2-2)와 같이 이동평균 형태로 표현할 수 있다. 이때 $A_i = \Phi_1 A_{t-1} + \Phi_2 A_{t-2} + \dots + \Phi_p A_{t-p}$ 이며 A_0 는 $m \times m$ 항등행렬($A_0 = I_m$)을 나타낸다.²⁹⁾

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \epsilon_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{수식2-2})$$

Pesaran and Shin(1998)에 의하면 ϵ_t 가 다변수 정규분포(multivariate normal distribution)를 따른다는 가정하에 제시된 일반화 충격반응함수는 다음과 같다.

28) Pesaran and Shin(1998)이 제안한 일반화 분해는 변수간 내생성에 의존하지 않아 변수간 구성순서(ordering)를 고려하지 않아도 된다.

29) 본 연구에서 분석변수는 4개 이므로 m은 4이다.

$$GI(H) = \sigma^{-1/2} A_n \Sigma e_j, n = 0, 1, 2 \dots \quad (\text{수식2-3})$$

e_j 는 j 번째 요소만 1이고 나머지는 0인 $m \times 1$ 선택벡터(selection vector)이다. 결론적으로 i 번째 변수의 n 기 이후 예측오차분산이 j 번째 변수의 충격에 의해 설명되는 정도를 $\theta_{ij}^g(n)$ 로 나타내고 다음의 (수식 2-4)로 정의한다.

$$\theta_{ij}^g(n) = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{s=0}^n (e_i' A_s \Sigma e_j)^2}{\sum_{s=0}^n e_i' A_s \Sigma A_s' e_i} \quad (\text{수식2-4})$$

예측오차분산분해는 특정 변수의 미래의 예측오차분산이 자신과 다른 변수들의 충격에 의해 얼마나 설명되는지를 구분할 수 있는 분석방법이다. 예측오차 분산분해 행렬은 $\tilde{\theta}_{ij}^g(n) = \theta_{ij}^g(n) / \sum_{j=0}^m \theta_{ij}^g(n)$ 로 정규화 할 수 있

으며 $\sum_{j=1}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(n) = 1$, $\sum_{i,j=1}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(n) = m$ 의 조건을 만족하게 된다. n 기간 예측오차분산분해로 도출된 쌍별연계성 지표인 $\tilde{\theta}_{ij}^g(n)$ 에서 자기변수의 충격으로 인해 발생하는 비율과 다른 변수의 충격에 의해 발생하는 비율을 각각 자기분산비율(own variance share)과 교차분산비율(cross variance share)로 구분하였고 이중 교차분산비율을 연계성(connectedness)으로 정의하였다. Diebold and Yilmaz(2012)³⁰⁾ 의해 정의된 총연계성(total connectedness)은 다음과 같이 (수식2-5)로 표현할 수 있다.

연계성은 특정 변수가 주는 영향력과 다른 변수들로부터 받는 영향력으로 구분될 수 있으며, i 변수에서 j 변수간 영향을 주고받는 영향력을 다음과 같이 표현할 수 있다.

30) Diebold and Yilmaz(2012)는 비대각 행렬의 값들의 합과 행렬의 모든 원소의 합의 비율을 전이효과 지수 또는 연계성 지수(Spillover Index:SI)로 정의하였다.

$$S^g(n) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(n)}{\sum_{i,j=1}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(n)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \tilde{\theta}_{ij}^g(n)}{m} \times 100 \quad (\text{수식2-5})$$

$$S_{i \rightarrow j}^g(n) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^m \theta_{ji}^g(n)}{\sum_{j=1}^m \theta_{ji}^g(n)}, \quad S_{j \rightarrow i}^g(n) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \theta_{ij}^g(n)}{\sum_{j=1}^m \theta_{ij}^g(n)} \quad (\text{수식2-6})$$

(수식2-6)에서 추정된 다른 변수에 주는 영향력과 다른 변수들로부터 받는 영향력의 차이를 (수식2-7)과 같이 순연계효과로 측정될 수 있다.

$$NS_{ij}^g(n) = S_{i \rightarrow j}^g(n) - S_{i \leftarrow j}^g(n) \quad (\text{수식2-7})$$

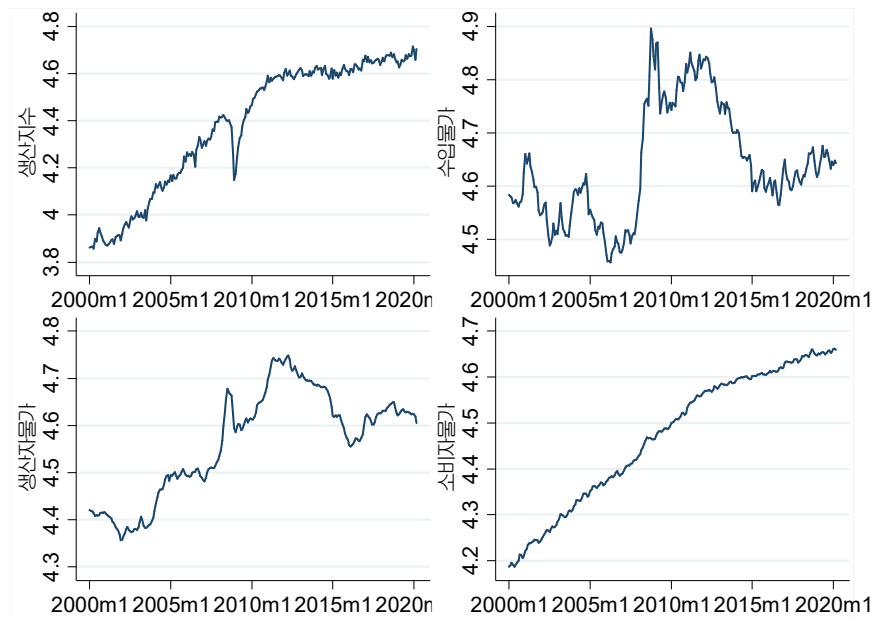
본 연구는 식(2-5, 2-6)에 의해 도출된 분산분해 행렬을 통해 물가변수와 생산지수를 사용하여 각 변수의 변동이 서로 주고받는 영향력을 측정하여 다른 변수에 상대적으로 더 많은 영향력을 미치는 변수(shock transmitter)와 다른 변수들로부터 상대적으로 더 큰 영향력을 받는 변수(shock receiver)들을 식별함으로써 제조업 생산과 물가변수간의 연계구조를 파악할 것이다. 다만, Diebold and Yilmaz(2012)가 제안한 연계성 모형들을 사용한 연구들은 대부분 변수간 주고받는 영향력이 존재한다는 가정하에서 이루어졌다. 박진백·홍민구(2019)은 이 방식에 의하면 변수간에 전혀 무관한 경우에도 연계효과가 계산이 되어 추정결과가 현실을 잘 설명하지 못할 수 있다고 지적하였고 이를 보완하기 위해 그랜저 인과관계 검정(Granger Causality Test)를 통해 변수 간 선후행성을 검정하여 일방향, 양방향성에 따라 연계효과를 계산할 것을 제안하였다. 본 연구에

서도 박진백·홍민구(2019)가 제안한 Diebold and Yilmaz방법에서 통계적 선후행성을 적용한 결과와 Diebold and Yilmaz로 추정한 결과를 비교하여 변수간 연계구조와 파급구조가 일반적 상식과 현실에 부합하는 연구 결과를 도출하고자 한다.

3.2 데이터 및 기초통계분석

본 연구에서 분석기간은 외환위기 후 산업구조가 안정화 단계³¹⁾로 접어든 2000년 1월부터 2020년 3월까지로 설정하였다. 분석대상은 물가변수로 한국은행의 월별자료인 공산품 수입물가(원화기준)³²⁾, 공산품 생산자물가, 소비자물가³³⁾사용하였고 산업생산활동에 관해서는 통계청에 제조업 생산지수를 사용하였다. 각 변수는 2015년=100을 기준으로 하고 있으며 각각 로그를 취하여 분석을 진행하였다.

[그림2-1] 물가변수와 생산지수 로그값 추이



3.2.1 시기별 물가동향 및 생산지수 추이

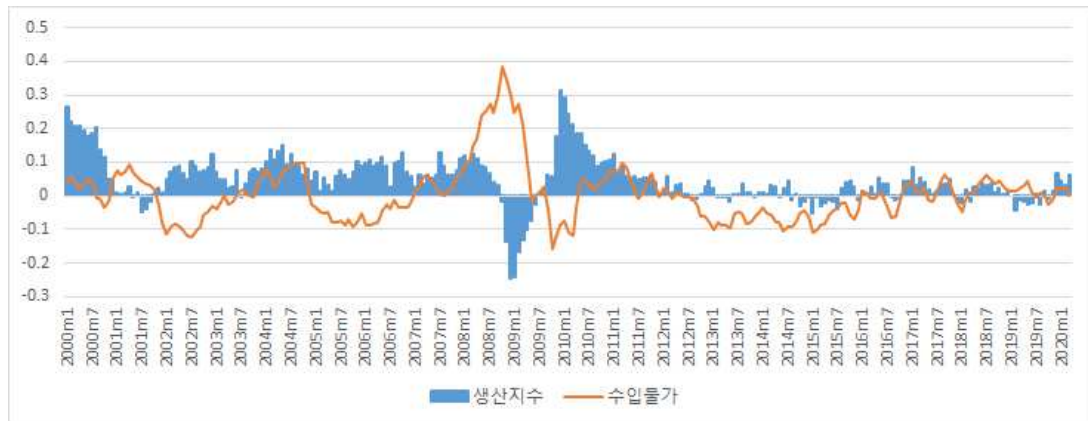
31) 자유변동환율제도(1997/2), 물가안정목표제가(1998/4) 정착된 시기 이후.

32) 원화기준지수는 외환시장에서 결정되는 원화환율의 변동을 추가로 반영한 지수.(통계청,2019)

33) 수입물가와 생산자물가는 공산품에 대한 지수만을 고려하였지만, 소비자물가는 공산품만을 따로 구분하지 않아 총지수 그대로를 사용하였다.

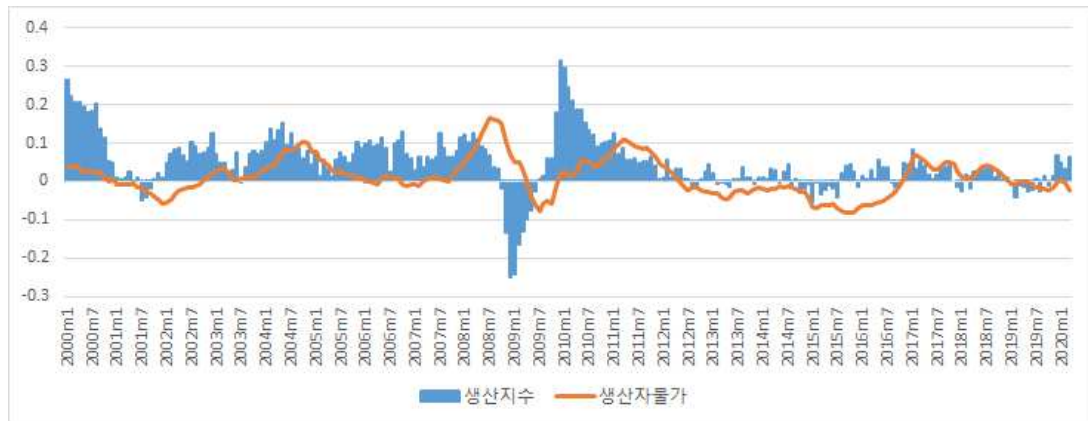
[그림2-2, 2-3, 2-4]은 분석기간 동안 물가변수와 생산지수의 전년동월대비 증가율 추세를 나타내고 있다. 이를통해 시기별 물가동향을 본 분석에 앞서 살펴보고자 한다. 먼저 2000년대 물가변수와 생산지수의 동향을 살펴보면 2004년중 국제유가 및 금속등의 국제원자재가격 상승으로

[그림2-1] 생산지수와 수입물가의 전년동월대비 증가율 추세



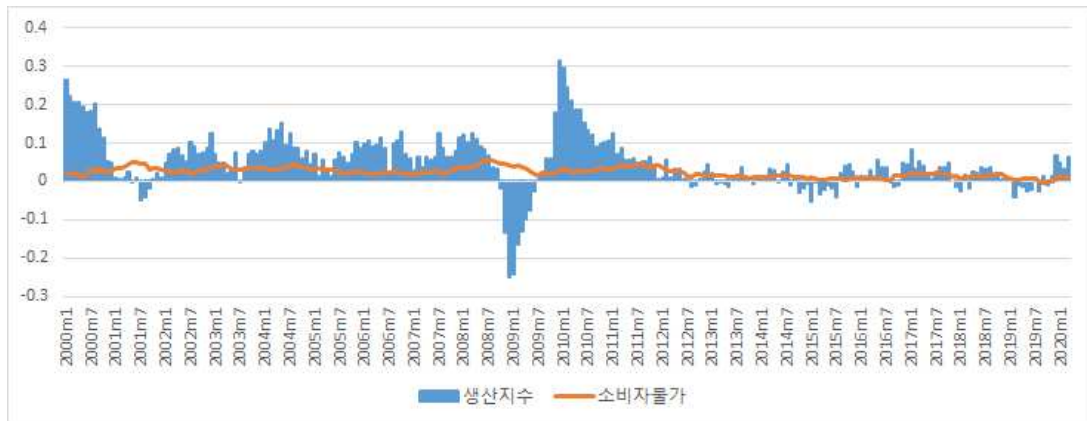
수입물가와 함께 생산자물가는 연중 6.1% 큰 폭으로 상승세를 보였다. 소비자물가도 내수부진에도 불구하고 연중 3.6%상승하면서 오름세를 유지하였다. 하지만 2005년말에는 국제유가 급등이 이어져 공업제품가격이 석유품목을 중심으로 전년대비 상승폭이 확대되었지만 수입물가는 대미 달러 원화환율하락으로 인해 하락하게 되었다. 제조업 생산은 2004년부터 2005년까지 내수부진 및 환율하락으로 인해 증가세가 둔화되었다. 2008년중에는 소비자물가는 전년대비 4.7% 상승하여 물가안정목표 상한을 넘어섰다. 3/4분기까지 중국의 호경기등의 영향으로 국제유가의 상승세와 하반기부터 글로벌 금융위기가 발발하면서 환율도 크게 올라 수입물가가 36.2%로 급등하였고 생산자물가도 8.6% 상승하여 해외 발 가격 충격이 작용하였다. 2009년까지 세계경기불황으로 대내외 수요가 크게 부진하면서 국제원자재 가격은 급락하였지만 제조업 생산은 크게 하락하게 되었다. 2010년중에는 원유등 국제원자재 가격상승으로 인해 수입물가가 전년대비 5.3% 상승하고 생산자물가 또한 3.8%상승하였다. 하지만 소비자물가에 오름세는 정부의 공공요금 인상 최소화 ,서비스물가의 상

[그림2-2] 생산지수와 생산자물가의 전년동월대비 증가율 추세



승폭 둔화등으로 인해 오름세가 크지 않았다. 이때 생산은 내수보다는 수출이 증가하면서 생산지수 증가율이 2009년 11월 이후 두 자릿수 증가율을 보였다. 2012년중에는 유로존 재정위기 재부각등으로 글로벌경제의 회복세 둔화와 원유등 국제원자재가격 상승 둔화로 소비자물가와 생산자물가가 각각 전년대비 오름세가 크게 축소되었고 수입물가 또한 0.7% 하락세를 보였다. 수출과 내수경기 부진으로 인해 생산지수의 전년대비 증가율의 감소세가 이어졌다. 2017년중에는 글로벌 원유수요증가와 중동지역의 불안정한 정세로 인해 국제유가가 상승하여 수입물가가 5년만에 상승하게 되면서 생산자물가와 소비자물가도 각각 3.5% 1.5% 증가하였다. 산업생산량은 2015년 전년대비 마이너스 증가율에서 2017년에는 2.4%증가율을 보였다. 2019년들어 국제유가 및 주요 국제원자재 가격이 크게 하락하면서 국내물가인 소비자물가와 생산자물가는 0%대 상승률을 지속하다 연말에는 하락하기 시작하였다. 그러나 국내 산업생산은 감소세가 지속되었다. 종합해 보면 전체적으로 분석기간내에 변수간에 변동율을 살펴보면 수입물가의 변동율이 나머지 물가의 변동율 보다 큰 것으로 보이며 수입물가와 생산활동은 대외경제로 부터 영향을 크게 받는 것으로 보인다. 수입물가에 변동은 생산자물가와 소비자물가에도 영향을 주는 것으로 파악되며 소비자물가 변동이 가장 적은 것으로 파악된다. <표 2-1>에 제시된 4변수간 상관관계를 보면 생산지수는 수입물가와

[그림2-3] 생산지수와 소비자물가의 전년동월대비 증가율



생산자물가와 유의하게 상관관계를 보였고 생산자물가가 0.14로 생산지수와 가장 높은 상관관계를 나타냈다. 소비자물가와 생산지수와의 상관관계가 가장 낮았고 유의하지 않게 분석되었다. 물가간 상관관계는 수입물가와 생산자물가가 0.526으로 수입물가와 소비자물가는 0.260으로 분석되었다. 생산자물가와 소비자물가의 상관관계도 0.439로 분석되었다.

<표2-1> 물가변수와 생산지수간에 상관관계

	수입물가	생산자물가	생산지수	소비자물가
수입물가	1			
생산자물가	0.526*	1		
생산지수	0.148*	0.299*	1	
소비자물가	0.260*	0.439*	0.096	1

* p<0.05

3.2.2 각 물가지수의 편제대상과 특징

생산자물가지수, 소비자물가지수 및 수입물가지수³⁴⁾는 가격변화 측정을 위해 사용되고 있으며 명목금액을 실질금액으로 환산해 주는 디플레

34) 일반적으로 물가지수 조사대상 선정은 다음과 같은 기준으로 한다 1) 동종 품목중에서 거래비중이 상대적으로 큰 것, 2) 소속 품목의 가격변동을 대표할수 있는 것, 3) 거래빈도가 높은 것 4) 가격시계열의 유지가 가능한 것

이터(deflator)의 용도로도 활용되고 있다. 생산자물가지수³⁵⁾의 모집단은 원칙적으로 국내생산자가 국내시장에 출하하는 모든 상품과 서비스를 포괄대상으로 하고 있다. 수입물가의 모집단 포괄범위는 수출입 승인면제 품목, 주문생산 또는 다품종 소량생산이나 가격 시계열유지가 곤란한 품목을 제외한 모든 상품의 수입액으로 한다고 명시하고 있다. 소비자물가지수는 가구가 일상생활을 영위하기 위한 목적으로 취득(또는 구입)하는 각종 소비재나 서비스 가격의 변동을 측정하기 위한 지수로서 각 상품과 서비스 가격의 변동을 종합적으로 나타내며 사업목적으로 구입하는 상품과 서비스는 가구에서 소비목적으로 구입하는 상품이나 서비스가 아니므로 소비자물가지수의 포괄범위에서 제외된다(통계청, 2019).

수입물가의 구성에 대한 특징을 살펴보면, 수입물가는 생산활동에 생산요소로 쓰이는 원자재, 중간재 비율이 현저히 높기 때문에 수입물가의 변동은 생산비용 변동으로 이어질 가능성이 높다. <표 2-2>는 수입물가지수 작성시 가중치³⁶⁾를 나타낸 것이다. 원자재와 중간재 가중치는 76% 정도로 나타났으며 최종재는 23% 정도로 나타나 원자재나 중간재 비율이 최종재에 비해 매우 높았다. <표 2-3>에 제시된 2017~2019년 3년간 10대 수입품목을 살펴보면 원유, 반도체, 천연가스등과 같은 원자재와 중간재 수입량이 대부분을 차지하고 있다.

<표2-2> 수입물가 작성시 재별 가중치 (단위 : 천분비 2015년 기준)

분류별	가중치
원자재	307.1
중간재	460.7
최종재	232.2

자료:통계청

35) 생산자물가지수는 편제대상 범위에 따라 국내기업이 생산하는 상품 및 서비스 중 국내 판매분만을 대상으로 하는 국내형과 수출품까지 포함하는 종합형으로 구분되는데 우리나라는 국내물가에 미치는 영향을 측정하기 위하여 국내형 물가지수를 채택하고 있으며 수출입물가지수에 대해서는 별도의 독립된 물가지수로 편제하고 있다(통계청, 2019)

36) 품목별 가중치는 조사대상으로 선정된 품목의 거래액에 유사배분된 금액을 합산하고 이를 모든 품목의 모집단 총거래액으로 나누어 1,000분비로 산출한 것이다.(통계청, 2019)

<표2-3> 10대 수입품목 (단위 : 백만불)

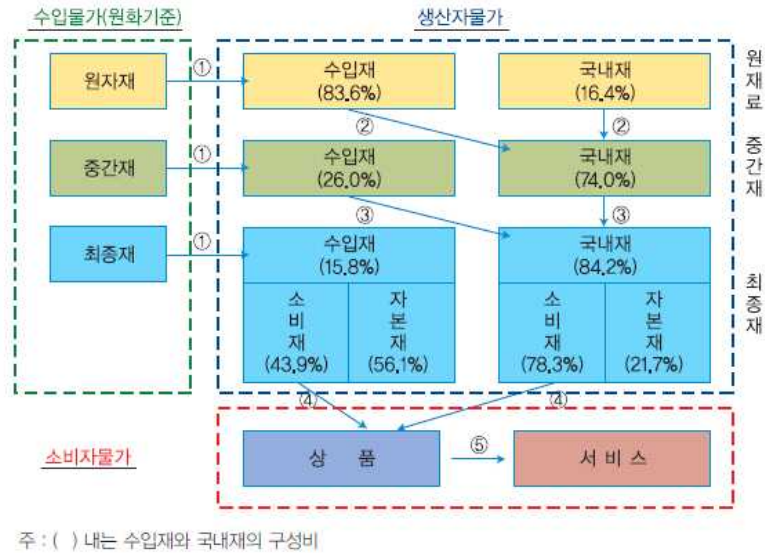
	2017		2018		2019	
	품목명	금액	품목명	금액	품목명	금액
1위	원유	59,603	원유	80,393	원유	70,252
2위	반도체	41,177	반도체	44,728	반도체	47,032
3위	반도체제조용장비	19,316	천연가스	23,189	천연가스	20,567
4위	천연가스	15,616	석유제품	21,443	석유제품	17,539
5위	석탄	15,179	반도체제조용장비	18,805	석탄	14,209
6위	석유제품	15,118	석탄	16,703	무선통신기기	13,626
7위	무선통신기기	13,282	정밀화학원료	13,021	자동차	11,986
8위	컴퓨터	11,699	컴퓨터	12,708	컴퓨터	11,345
9위	자동차	10,902	무선통신기기	12,429	정밀화학원료	11,334
10위	정밀화학원료	9,875	자동차	12,099	의류	10,891
총수입액 대비비중(%)	-	55.8	-	57.7	-	45.5

자료 : e-나라지표 통계청

일반적으로 생산요소가격의 상승은 제품 판매가격이 경직적이라면 단기적으로 총공급량 감소로 작용할 것이라고 예상할 수 있다. 수입물가의 특징으로 봤을때 수입물가의 상승이 생산비용 증가로 이어져 단기 총공급공선을 왼쪽으로 이동시켜면서 균형생산량의 감소로 이어질 수 있다. 수입물가를 구성하고 있는 수입 원자재와 중간재는 생산단계에 직접적인 투입요소로써 생산비용에 영향을 미치게 되면서 가공단계별 제품가격 상승으로 작용하여 최종재화 가격에 이르기까지 영향을 미치게 된다. 일반적으로 수입재는 원자재와 중간재의 비중이 높다는 특징 때문에 생산자 물가에 전가효과가 크게 나타나지만 소비자물가에 미치는 전가효과는 소비자물가의 편제대상에서 서비스 재화의 비율이 높고 생산과정을 거쳐 최종재로 내려오면서 수입물가 변동요인이 흡수가 되는 경우도 있기 때문에 수입물가의 변동이 직접적으로 소비자물가에 미치는 영향력이 높지 않을 수 있음을 예상할 수 있다(김기호,2012³⁷⁾).

37) 국내공급물가지수는 생산자물가지수의 국내출하품 뿐만 아니라 수출입물가지수의 수입품을 모두 포함하여 가공정도에 따라 원재료, 중간재 및 최종재로 구분하여 지수를 편제함으로써 물가 파급과정을 단계별로 파악할 수 있도록 한 지수로 기존에 작

[그림2-4] 국내물가파급 구조 (출처: 김기호(2012))



생산자물가는 국내 생산품 가격의 평균적인 가격수준이므로 생산물가의 상승은 생산품에 대한 가격상승을 의미한다. 다른 조건이 고정되어 있다면 생산자물가나 소비자물가의 상승은 생산곡선을 따라 생산량을 증가시킬 수 있지만, 가격변동 원인에 대해서 공급견인인지 수요견인인지에 따라 실제 제조업생산에서 나타나는 생산량은 상이하게 나타날 것으로 예상할 수 있다.

박기현(2012)에서는 수입 원자재인 에너지 가격상승시 투자가 위축되고 자본 스톡을 감소시키며 생산량의 감소를 유발한다고 분석하였다. 우리경제의 특징은 원유, 곡물, 소재·부품 등 원자재나 중간재의 수입의존도가 높아서 생산자물가가 수입물가 변동에 구조적으로 취약하다. 최근 코로나등으로 인해 주요 수출대상국이 경기침체를 겪고 있고 내수시장 역시 부진함을 보이고 있어 총수요가 확대되기 어려운 상황에서 환율과 원자재등의 변동으로 인해 수입물가가 상승하게 되면 투입요소비용 상승으로 작동해 공급곡선을 좌측으로 이동시키며 총수요의 감소와 더불어

성했던 가공단계별물가지수(stage-of-processing index)를 서비스 부문까지 확장한 것이다. (한국은행, 경제용어사전)

생산, 고용, 물가가 동시에 하락하는 디플레이션 국면으로 들어설 가능성이 높다. 최근 대내외 수요가 부진한 상황에서 예상치 못한 수입물가의 변동은 우리나라 경제의 큰 타격을 줄 수 있기 때문에 더욱더 각별한 물가상황에 대한 모니터링과 더불어 충격발생시에 즉각적인 물가 안정화 정책대응이 요구된다.

3.2.3 표본자료의 단위근 검정

본 장의 분석에 사용될 변수의 안정성(stationary)을 검정하기 위해 단위근³⁸⁾ 검정을 수행하여 <표 2-4>에 제시하였다. 단위근 검정은 Augment Dickey-Fuller 검정을 사용하였는데 수준변수와 차분변수에 대해 각각 단위근 검정을 수행하였다. 검정결과 수준변수에서는 모든 변수가 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정한 시계열로 나타났지만 차분변수 결과는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하여 안정적인 시계열임을 확인하였기 때문에 로그 1차 차분변수를 가지고 모형을 추정하였다.

<표2-4> ADF 테스트에 의한 단위근 검정

		생산지수	수입물가	생산자물가	소비자물가
로그 원지수	number of observations	239	239	239	239
	Dickey - Fuller test statistic	-1.784	-1.595	-1.142	0.064
	MacKinnon approximate p-value	0.712	0.794	0.922	0.995
로그차분	number of observations	239	239	239	239
	Dickey - Fuller test statistic	-8.568	-7.170	-6.564	-9.937
	MacKinnon approximate p-value	0.000	0.000	0.000	0.000

38) 단위근이 존재하면 불안정한 시계열을 갖고 있다는 의미임. 불안정한 시계열을 사용하여 분석하면 변수 사이에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 유의한 관계로 분석되어 가성적 회귀현상(spurious regression)이 발생

최적시차를 결정하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion), SIC(Schwarz information Criterion), HQIC(Hannan-Quinn Information Criterion)을 이용하였다. AIC, SIC, HQIC 각각 다른 최적시차가³⁹⁾를 제시하였는데, 본 연구는 HQIC가 제시한 P=2가 적절한 자유도(degrees of freedom)를 확보하면서 시차가 적절히 반영되었다고 판단하여 최적시차를 2로 설정하여 분석을 실시하였다.

<표2-5> VAR 시차선택기준 통계량

lag	AIC	HQIC	SBIC
1	-26.1593	-26.0406	25.8648*
2	-26.359	-26.1454*	-25.829
3	-26.3573	-26.0486	25.5917
4	-26.3692	-25.9657	25.3682
5	-26.3747	-25.8762	25.1381
6	-26.3962*	-25.8027	24.9241

39) Lutkepohl(2005)에서는 SIC(BIC)와 HQIC(Hannan-Quinn information criterion)에 근거해 결정하는 것을 추천하는데 이는 일반적으로 AIC는 SBIC보다 파라미터 수를 과대식별는 경향이 있기 때문이다.

제 4 절 실증분석 결과

본 연구는 2000년 1월부터 2020년 3월까지의 공산품에 해당하는 수입 물가, 생산자물가, 소비자물가, 제조업 생산지수를 사용하여 Diebold and Yilmaz(2012)가 제안한 연계성 모형을 적용하여 물가변수와 생산지수간 영향력을 측정함으로써 연계구조를 파악하는 것을 목표로 하고 있다. 연계성(Connectedness)이란 가격이나 시장의 움직임이 다른 시장이나 가격에 영향을 주는 것으로 간단히 정의할 수 있다. 김기호(2012), 장광수·김흥기(2017)는 수입물가(원화기준)→(가공단계별)생산자물가→소비자물가로 이어지는 환율충격에 대한 전파경로가 있음을 분석하여 나타내었고, 박기현(2012)에서는 생산요소로써 에너지 가격상승시 투자가 위축되고 자본 스톱을 감소시키며 생산량의 감소를 유발한다고 분석하였다. 환율이나, 수입 원자재 충격으로 인한 수입물가의 변동으로 인한 생산자물가의 변동은 투입요소가격과 생산품 가격을 변화시켜 산업활동에 대해 직접적으로 영향을 주면서 물가변수와 생산활동간에 연계성을 형성하고 있다.

선행연구결과와 각 물가변수의 특징, 그리고 경제학적 내용을 바탕으로 물가와 단기 제조업 생산간에 연계성을 분석을 통하여 구체적으로 알아보고 단기적 제조업 생산에 가장 영향력이 높은 물가변수와 세부 물가간 연계구조가 무엇인지 분석해 봄으로써 해외 물가충격시 실물경제의 손실을 최소화하기 위한 정책적 함의를 얻는 것이 이 연구의 목적이다.

4.1 물가지수와 생산지수의 4변수 연계모형

2000년 1월부터 2020년 3월까지의 전체샘플⁴⁰⁾에 대한 연계성 분석결

40) 샘플 기간에 따라 연계구조에 차이가 존재할 수 있기 때문에 전 세계경제에 큰 변화가 있었던 글로벌 금융위기 전후로 샘플을 나누어 연계성을 추가로 분석하였다. 분석결과 수입물가의 영향력이 금융위기 후에 강화된 것으로 분석되었다. 자세한 분석 결과는 부록에 첨부하였다.

과를 <표 2-6>에 정리하였다. VAR 모형에서 시차는 HQIC 기준으로 2로 선정하였으며, 일반화 예측오차 분산분해 기간은 4년으로 설정하였다. <표 2-6>의 대각요소의 원소들은 해당 변수의 자체충격에 의해 설명되는 비중의 크기를 의미한다. 비 대각요소의 원소들은 다른 변수들의 충격에 의해 설명되는 비중을 연계성으로 나타내며 모든 비대각 요소들의 합을 모든 요소들의 합으로 나누면 총 연계성을 구할 수 있다. 전체기간 샘플에 대한 총 연계성은 26.17%로 분석되었다. 이는 물가변수와 생산지수의 총변동에 대한 예측오차 분산의 26.17%가 다른 변수 충격에 설명되고 나머지 73.83%가 물가와 생산지수 개별요인에 의해 설명되는 것을 의미한다. <표 2-6>의 (i, j) 요소는 변수 i 의 예측오차 분산에 대하여 변수 j 의 충격이 설명하는 비율을 의미한다. 예를들면 생산지수의 예측오차 분산의 84%는 생산지수 자체의 충격에 의하여 설명되고, 6.2%, 8.3% 1.5%는 각각 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 충격에 의해 설명될 수 있다는 의미이다. 자체충격을 제외한 행의 합계는 타 변수의 주는 영향력의 크기를 나타내고, 자체충격을 제외한 열의 합계는 타 변수로부터 받는 영향력을 의미한다. 다른 변수에 영향력을 주는 영향력의 크기를 비교하면, 생산자물가가(48.1%)로 제일 크고 수입물가(27.26%), 소비자물가(21.49%), 생산지수(7.81%) 순이며, 다른 변수들로부터 받는 영향

<표2-6> 전체기간 물가지수와 제조업 생산간 연계성(%)

		영향 받는 변수				주는 영향크기
		생산지수	수입물가	생산자물가	소비자물가	
영향 주는 변수	생산지수	84	1.99	3.21	2.61	7.81 (1.99)
	수입물가	6.2	69.79	15.47	5.59	27.26 (21.67)
	생산자물가	8.3	22.94	66.61	16.86	48.1 (25.16)
	소비자물가	1.5	5.28	14.71	74.94	21.49 (5.28)
받는영향크기		16 (6.20)	30.21 (1.99)	33.39 (14.71)	25.06 (16.86)	26.17

표에서 열은 빨간색 배경은 통계적 선후행성이 일방향인 지역, 짙은 파란색은 양방향인 변수를 나타냄. () 안은 통계적 선후행성이 보고된 지역의 연계성 효과만 합한 값임.

력의 크기는 생산자물가(33.39%), 수입물가(30.21%), 소비자물가(25.06%), 생산지수(16%) 순으로 주는 영향력의 순위와 같았다. 제조업 생산에 가장 영향력을 가지는 물가변수는 생산자물가(8.3%), 수입물가(6.2%), 소비자물가(1.5%)순으로 분석되었다.

그러나 Diebold and Yilmaz(2009, 2012)가 제안한 분석방법은 모든 변수간에 서로 통계적 선·후행성이 반드시 존재한다는 가정하에서만 활용 가능한 방법론이다. 박진백·홍민구(2019)가 지적한바 대로 이 방식에 의하면 변수간에 전혀 무관한 경우에도 연계효과가 계산이 되어 추정결과가 현실을 잘 설명하지 못할 수 있는데 이러한 점을 고려하여 그랜저 인과성 테스트(Granger Causality Test)를 통해 통계적 선·후행성이 보고된 결과만을 고려하여 연계성을 계산하였다. 통계적 선·후생성을 고려한 결과를 살펴보면 생산지수에 미치는 물가변수는 수입물가가, 생산자물가가 순으로 영향을 미치고 소비자물가는 영향을 미치지 않은 것으로 분석되었다. 물가 간 관계를 살펴보면 수입물가는 생산자물가에만 영향을 미치고, 생산자물가는 소비자물가와 영향을 주고받는 관계로 나타났다. 수입물가는 생산지수와 직접적인 연계구조뿐만 아니라 생산자 지수를 통한 간접적인 연계구조도 분석되었다. 타 변수에 영향을 주는 변수 순위는 바뀌지 않았지만, 영향을 받는 순위는 소비자물가(16.86%), 생산자물가(14.71%), 생산지수(6.20%), 수입물가(1.99%)로 순위가 바뀌었다. 수입물가가 주는 크기는 비교적 높고 받는 크기는 낮아 변수들 중 가장 외생적인 변수로 분석되었고 생산지수는 국내물가변수에 영향을 미치지 못하지만 생산자물가에는 영향을 받는 변수로 분석되었다.

<표 2-7>은 다른 변수에 미친 영향과 다른 변수들로부터 받은 영향력의 차이로 구한 순연계성(net connectedness) 효과를 제시한 것이다. 통계적 선·후행성이 모두 존재한다고 가정한 Diebold-Yilmaz 방법에 의한 순연계성 효과와 박진백·홍민구(2019) 연구에서 제안한 바와 같이 통계적 선·후행성이 존재하는 경우에만 순연계성 효과를 측정한 경우를 제시하였다. 분석결과를 살펴보면, Diebold-Yilmaz 방법에서는 생산자물가(14.71%)의 순연계효과가 제일 높게 나타났다. 하지만 통계적 선·후행성

<표2-7> 물가지수와 제조업 생산간 순연계성 효과

	Diebold-Yilmaz 방법	통계적 선후생성을 고려한 방법
	전체기간	전체기간
생산지수	-8.19	-4.21
수입물가	-2.95	19.68
생산자물가	14.71	10.45
소비자물가	-3.57	-2.15

순저이효과는 “(주는 영향 크기)-(받는 영향 크기)”에 의해 계산됨. 순저이효과의 부호가 양(+)이면 타변수에 주는 영향이 큰 것을 의미하며, 음(-)이면 타변수에서 받는 영향이 큰 것을 의미함.

을 고려한 분석에서는 수입물가는 다른 변수에 받는 영향력보다 미치는 영향력이 높은 지배적인 변수로 분석되었다. 수입물가는 생산지수에 직접적으로 영향을 주는 경로와, 생산자물가에 영향을 미치는 경로를 통해 생산지수에 직간접적으로 영향을 미치는 주요한 물가로 분석되었다.

최근 코로나 등 예상치 못한 경기침체으로 인해 달러에 대한 수요 급증으로 인한 환율의 상승과 더불어, 공급측 충격에 의해 국제유가는 유래 없는 최저치를 기록했다. 대외적 요인으로 인한 수입물가의 큰 변동이 예상되는데, 분석결과에 의하면 물가가 단기적 제조업 생산에 미치는 영향력이 존재하며 수입물가의 경우 직접적으로 생산활동에 영향력을 가지고 있을 뿐만 아니라 생산자물가에도 큰 영향을 주어 실물경제에 간접적인 영향력을 미칠 수 있음을 확인했다. Auer, Levchenko, and Sauré(2019)에 의하면 기업들의 공급사슬(Supply Chian) 다변화로 여러 국가의 생산 단계가 긴밀히 연결되어 있기 때문에 해외물가와 국내물가간의 연계성이 강화되는 현상이 더 뚜렷하게 나타날 수 있다고 주장하고 있으며 교역량이 증가함에 따라 수입물가의 변동성이 직·간접적으로 제조업 생산에 미치는 영향력이 확대될 가능성도 매우높아 질 수 있다. 수입물가의 변동에 따른 국내물가로의 파급효과와 이로 인한 제조업 생산에 움직임을 각별히 모니터링해야 할 필요성이 있다.

4.2 수입물가와 품목별 생산자물가의 연계성

앞 절에서는 4변수(수입물가, 생산자물가, 생산지수, 소비자물가)만으로 물가변수와 산업생산과의 거시적 연계관계를 살펴보았다. 본 절에서는 수입물가가 구체적으로 어떤 세부품목별 생산자물가와 연계되어 있는지 알아봄으로써 수입물가 충격이 어떤 구조로 생산자물가에 파급되는지 물가간 파급구조를 분석해 보는 것을 목표로 하고 있다. 최근 국내물가 상승률은 낮은 수준을 유지하고 있다. GDP 디플레이터는 2018년 4분기부터 마이너스 증가율을 이어갔고, 생산자물가와 소비자물가의 물가상승률 또한 2019년 7월부터 마이너스 성장률을 보이고 있다. 국내 물가상승률 둔화의 원인으로 수입 원자재의 가격하락이 주요 원인으로 꼽고 있다⁴¹⁾ 즉 최근 저물가 현상도 해외물가가 국내물가에 미치는 파급현상으로 이해할 수 있다. 우리나라의 경우 산업생산에 있어서 무역의존도가 크기 때문에 수입물가에 큰 영향을 받을 수 밖에 없는 경제구조를 가지고 있다. 순 연계성 분석에서 물가변수 중 가장 큰 순 연계효과를 보인 물가는 수입물가로 분석되었다. 선행연구 내용과 유사하게 본 연구의 분석에서도 수입물가는 생산자물가와 생산지수에 직접적인 영향력이 있으며, 생산자물가를 통해 실물경제에 간접적으로 영향을 미친다는 사실을 분석결과를 통해 확인할 수 있었다. 물가가 실물경제에 미치는 영향력을 최소화하기 위해 수입물가 충격이 어떠한 세부 품목별 생산자물가로 전가되는지 구체적으로 밝히는 것이 중요하다. 본 절에서는 수입물가와 세부품목⁴²⁾별 생산자물가와 연계구조를 분석⁴³⁾해 봄으로써 물가의 파급구조를 밝히는 것을 목표로 하였다.

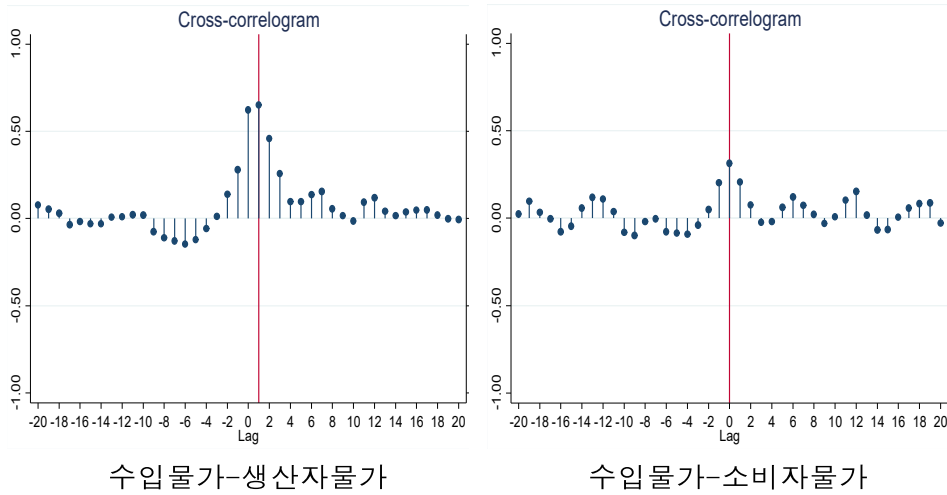
연계성 분석에 앞서 수입물가와 국내물가간에 관계를 시차상관계수(Cross Correlation)⁴⁴⁾를 통해 나타내 보았다. 분석결과 수입물가는 생산

41) 산업경제분석 (2019년 12월), 한국은행 통화신용정책보고서 (2018년 7월)

42) 본 연구의 대상이 제조업임을 감안하여 품목선택은 상품 중에서 공산품 항목(13개 품목)으로 설정하였다.

43) 4변수 모델에서처럼 최적시차 검정결과 $P=2$ 로 설정하여 분사하였고, 로그1차차분변수가 안정적인 시계열로 분석되어 로그 1차차분변수로 분석을 시행하였다

<표2-8> 물가간 시차상관계수



자물가의 약간의 선행성(1개월)을 갖는 것으로 나타났고 서로 같은 방향으로 변화하고 있어 순응적 성격을 지니고 있는 것으로 분석되었다. 수입물가와 소비자물가는 동시적 관계로 나타났고 순응적 성격을 보이고 있지만 생산자물가에 비해 상관관계가 매우 약하게 나타났다. 연계성 분석은 상관관계수가 높은 수입물가와 세부 생산자물가와의 관계를 중심으로 분석하였다. 분석결과는 <표 2-9>에 제시되었는데 그랜저 인과성 분석을 통해 통계적 선·후행성을 고려한 결과가 현실 설명력⁴⁵⁾에 있어서 적

$$44) \gamma_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2 \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2}}, k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \pm k$$

$k = 0$ 인 경우 즉, γ_0 인 경우를 교차상관계수(cross correlation coefficient)라고 하고

$k \neq 0$ 인 경우 γ_k 를 시차상관계수(leads and lags correlation)이라고 한다.

$\gamma_0 > 0$: 두 변수가 서로 같은 방향으로 변화(pro-cyclical: 경기순응)

$\gamma_0 < 0$: 두 변수가 서로 반대 방향으로 변화(counter-cyclical: 경기역행)

$\gamma_0 = 0$: 두 변수가 서로 경기중립적

γ_k 값이 최대가 되는 시차 k 가 (+) 이면 y_t 는 x_t 의 후행지표

γ_k 값이 최대가 되는 시차 k 가 (-) 이면 y_t 는 x_t 의 선행지표

γ_k 값이 최대가 되는 시차 k 가 (0) 이면 y_t 는 x_t 의 동행지표

45) 네트워크 분석에서 결과를 네트워크 형식으로 비교해 보았다.

합하다고 판단하여 통계적 선·후행성을 중심으로 논의를 진행하고자 한다.

통계적 선·후행성 결과를 기준으로 살펴보면 다음과 같다. 주는 영향이 가장 큰 품목은 수입물가이지만 수입물가를 제외하고 품목별 생산자물가 중에서 미치는 영향력(shock transmitter)이 큰 상위 품목은 제1차 금속(27.37%), 비금속광물(22.69%), 석탄 및 석유(21.73%), 금속가공제품(19.87%) 등으로 분석되어 주로 원자재나 중간재 관련 품목들이 주는 영향력이 높다고 분석되었다. 받는 영향력(shock receiver)이 큰 품목들은 금속가공(14.66%), 기계 및 장비(12.51%), 목재 및 종이(4.54%), 운송장비(2.89%) 등으로 분석되어 중간재나 최종재 관련 품목들이 영향력을 받는 것으로 분석되었다. 금속가공제품은 주는 영향력과 받는 영향력 모두 높은 순위를 차지하는 품목으로 분석되었다.

수입물가가 품목별 생산자물가에 미치는 영향력을 중심으로 살펴보면, 수입물가가 가장 큰 영향력을 미치는 품목은 화학제품(28.28%), 석탄 및 석유(27.16%), 제1차금속제품(19.23%)으로 분석되어 원자재나 중간재 관련 품목들에 영향을 많이 미치는 것으로 나타났다. 특히 석탄 및 석유제품은 수입물가에만 영향을 받으면서 화학제품에 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 화학제품은 섬유 및 가죽제품(8.8%)과 금속가공제품(5.79%)에 영향을 미친 것으로 분석되었다. 제1차금속은 금속가공(12.32%)과 전기장비, 운송장비(12.16%)에 영향을 미친 것으로 분석되었다. 종합해 보면 수입물가에 영향력이 화학제품, 석탄 및 석유제품, 제1차금속제품 같은 원자재나 중간재 성격의 품목을 통해 강한 영향력을 미치는 경로가 확인되었다. 특히 생산자물가지수 중에서는 석탄 및 석유품목이 화학제품에 미치는 영향력이 높았고 화학제품과 제1차금속은 중간재나 최종재 같은 성격(섬유, 가죽, 운송장비등)의 품목에 영향을 미치는 경로가 확인되었다.

분석결과 원자재→중간재→최종재순으로 파급효과가 전가되는 구조를 확인 할 수 있는데 이는 수입물가의 편제품목에서 생산에 투입요소로 사용될 원자재 비율이 높기 때문에 가공단계가 낮은 생산자물가 품목에 미

<표2-9> 수입물가와 세부 품목별 생산자물가의 연계구조

	금속가공 제품	기계및장 비	기타제조 업제품	목재및중 이제품	비금속광 물제품	석탄및석 유제품	섬유및가 죽제품	운송장비	음식료품	전기장비	제1차금 속제품	컴퓨터전 자및광학 기기	화학제품	수입물가	주는 영향
금속가공 제품	33.68	7.85	3.21	2.57	3.62	0.4	3.28	2.04	8.58	0.87	2.97	0.32	1.07	0.75	37.53 (19.87)
기계및장 비	7.77	46.65	2.12	1.97	1.69	0.31	2.66	0.12	7.75	1.72	1.43	2.12	0.66	0.77	31.09 (11.17)
기타제조 업제품	0.9	0.94	78.64	0.26	0.09	0.15	0.4	0.12	2.08	0.33	1.18	0.22	0.17	0.51	7.35 (1.18)
목재및중 이제품	6.89	4.66	0.7	62.57	2.83	0.05	1.63	0.81	1.55	1.44	1.84	0.2	0.08	0.24	22.92 (13.39)
비금속광 물제품	1.83	3.25	1.86	3.69	66.66	1.93	4.94	0.89	5.72	4.33	1.1	9.28	4	6.87	49.69 (22.69)
석탄및석 유제품	4.87	1.32	0.68	2.72	0.6	48.4	2.41	0.67	0.6	4.01	7.26	0.11	21.05	13.59	59.89 (21.73)
섬유및가 죽제품	3.05	5.45	1.02	2.49	5.5	0.72	56.39	0.53	2.66	0.52	0.69	11.48	2.35	0.85	37.31 (5.45)
운송장비	1.17	0.56	0.25	0.57	0.93	0.22	1.33	86.56	0.33	0.81	2.31	0.86	0.72	0.75	10.81 (3.64)
음식료품	7.73	11.11	3.69	3.55	5.13	0.9	2.8	0.45	58.22	2.7	5.2	0.71	2.47	2.03	48.47 (7.67)
전기장비	2.67	3.36	0.87	3.09	0.68	0.57	0.63	0.68	2.36	53.53	6.07	0.53	0.59	1.52	23.62 (0.87)
제1차금 속제품	12.32	7.29	2.54	4.95	1.33	2.47	1.49	2.89	4.64	12.16	43.19	0.04	4.05	4.65	60.82 (27.37)
컴퓨터전 자및광학 기기	0.63	1.61	1.74	2.46	7.04	2.67	10.03	1.85	1.24	1.69	0.36	67.17	3.3	7.24	41.86 (2.46)
화학제품	5.79	2.12	0.76	2.17	0.59	14.05	8.8	1.49	1.13	3.2	7.17	0.46	31.2	6.33	54.06 (14.59)
수입물가	10.69	3.82	1.9	6.93	3.32	27.16	3.21	0.9	3.15	12.71	19.23	6.52	28.28	53.9	127.82 (102.73)
받는 영향	66.32 (14.66)	53.35 (12.51)	21.36 (0.00)	37.43 (4.54)	33.34 (0.00)	51.6 (0.00)	43.61 (0.00)	13.44 (2.89)	41.78 (0.00)	46.47 (0.00)	56.81 (2.31)	32.83 (0.00)	68.8 (0.00)	46.1 (0.00)	43.8

표에서 열은 빨간색 배경은 통계적 선행해석이 일방향이 지역. 짙은 파란색은 양방향인 변수를 나타냄. () 안은 통계적 선행해석이 보고된 지역의 연계성 효과만 합한 값임.

치는 영향력이 큰 탓으로 생각된다. Bils and Klenow(2004)는 미국의 소비자물가지수 편제대상이 되는 재화와 서비스를 대상으로 가격의 경직성(price stickiness) 정도를 분석하였는데, 분석결과 생산단계가 높아질수록 가격이 경직적인 것으로 나타났고, 신선 농산물과 같이 생산단계가 낮을수록 가격이 탄력적으로 움직이는 것으로 나타났다. 앞서 물가변수 동향 추이를 통해서도 수입물가→생산자물가→소비자물가 순으로 표준편차의

크기를 확인할 수 있었다. Bils and Klenow (2004)의 연구결과와 수입물가에 편제품목 특성을 통해 본 연구의 결과를 유추해 보면 수입물가는 생산활동의 투입요소로써 작동하고, 가공단계가 낮은 성격에 품목의 비율이 높을 뿐만 아니라 이로 인해 수입재 투입비율이 높은 품목일수록 가격이 탄력적으로 움직인 결과라고 분석된다.

<표 2-10>는 수입물가와 세부 품목별 생산자물가지수의 순 연계성(net connectedness) 분석을 제시한 것이다. 순 연계성이 양(+)이면 이는 다른 변수들에 주도적인 영향을 미치는 것을 의미하고, 음(-)일 경우 다른 변수들로부터 영향을 더 많이 받는다는 것을 의미한다. 수입물가를 제외하면 비금속광물제품 물가가 Diebold-Yilmaz와 통계적 선·후생성을 고려한 방법 모두에서 변수들 중 가장 높은 양의(+)값을 가지기 때문에 지배적인(Dominant) 변수로 분석되었다. 다음으로 순 연계성이 큰 품목으로는 Diebold-Yilmaz에선 최종재 성격을 지니고 있는 컴퓨터, 전자 및 광학기기와 원자재 성격인 석탄 및 석유제품등으로 분석되었지만 통계적 선·후생성을 고려한 방법에 의하면 원자재 성격인 제1차금속과 석탄 및 석유제품으로 분석되었다. 순 연계성 분석을 기초로 본다면 수입물가와 생산자물가파급 구조에서는 원자재 및 중간재 성격인 제1차금속, 비금속광물제품, 석탄 및 석유제품 품목등이 전체 물가수준에 파급력을 높이는 데 큰 역할을 한 품목으로 나타났다.

<표2-10> 수입물가와 세부 품목별 생산자지수 물가의 순연계성

	Diebold-Yilmaz 방법	통계적 선후생성을 고려한 방법
금속가공제품	-28.79	5.21
기계및장비	-22.26	-1.34
기타제조업제품	-14.01	1.18
목재및종이제품	-14.51	2.16
비금속광물제품	16.35	29.56
석탄및석유제품	8.29	21.73
섬유및가죽제품	-6.3	5.45
운송장비	-2.63	0.75
음식료품	6.69	7.67
전기장비	-22.85	0.87
제1차금속제품	4.01	25.06
컴퓨터전자및광학기기	9.03	2.46
화학제품	-14.74	14.59
수입물가	81.72	102.49

4.3 네트워크 연계성

4.3.1 수입물가와 생산자물가의 네트워크 연계성

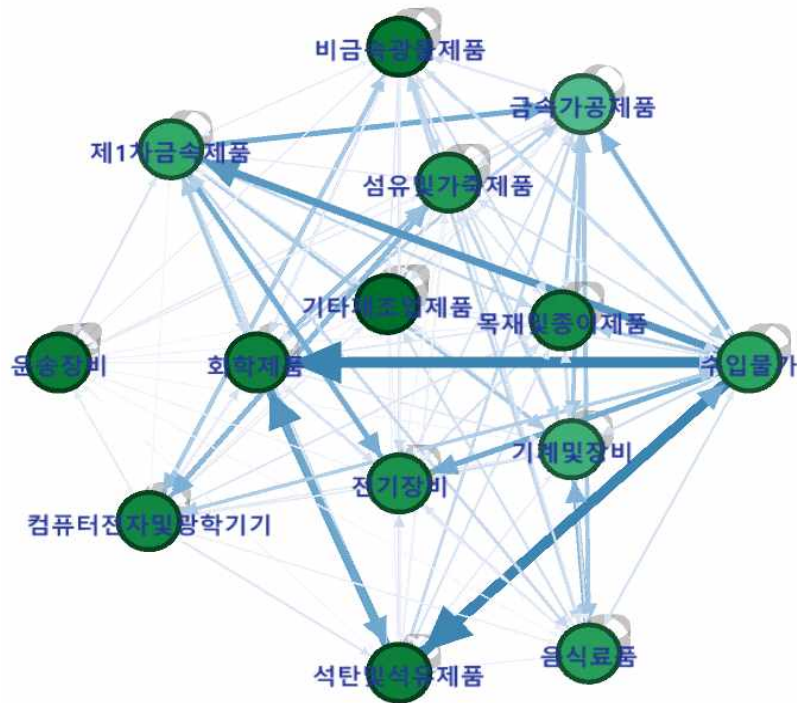
앞 절 <표 2-9>에서도 알 수 있듯이 14개 물가변수를 대상으로한 연계성 분석결과는 그 파급구조를 쉽게 파악하기 어려워 결과를 해석하는데 용이하지 않다는 문제점이 있었다. 향후 더 세분화한 분석으로 확장될 경우 매트릭스 형태로 표현된 분석결과는 직관적인 해석이나 이해가 거의 불가능한 수준까지 이를 수 있다. 이를 보완하기 위해 앞 절에서 매트릭스 형태에 수입물가와 품목별 생산자물가 간에 연계성을 네트워크 형태로⁴⁶⁾ 표현하여 분석결과의 해석을 용이하게 하고 직관적인 이해를 돕도록 분석하였다. 네트워크 분석에서 원(node)은 품목별 생산자물가 및 수입물가를 나타내고 선(edge)은 각 품목이 주는 영향력의 크기를 의미하며, 선이 굵을수록 영향력의 강도가 높은것을 나타내며 연계성의 방향은 화살표로 제시하였다. 네트워크 구조의 중심에 위치할수록 다른 품목과의 연계 숫자가 많은 품목으로 해석할 수 있다.

[그림 2-6]는 Diebold-Yilmaz 방법을 사용하여 표현한 네트워크 연계성을 제시한 그림이며 [그림 2-7]은 통계적 선·후행성을 적용한 후 네트워크 연계성을 표현한 그림이다. 우선 [그림 2-6]에 제시된 Diebold-Yilmaz방법을 적용한 네트워크 연계성을 살펴보면 여전히 연계구조가 복잡하게 표현되어 있고, 몇몇 품목들⁴⁷⁾은 현실 적합성이 조금 상이한 연계구조도 보이기 때문에 여전히 신뢰성을 가지고 활용하기가 용이하지 않다. 그러나 통계적 선·후행성을 적용한 네트워크 연계성은 물가간의 파급구조를 직관적으로 해석이 가능하도록 제시되었고 우리가 인식하고 있는 일반적인 물가간의 관계에 대한 통념과도 어느정도 일치한 결과를 제시하고 있다. 앞절에서 매트릭스 형태로는 변수간의 파급구

46) 네트워크를 작성은 Gephi 프로그램을 사용하여 작성하였으며, 프로그램 내에 ForceAtlas2 알고리즘을 적용하여 네트워크 형태를 결정하였다. ForceAtlas2에 대한 자세한 사항은 Jacomy et al.(2014) 참조.

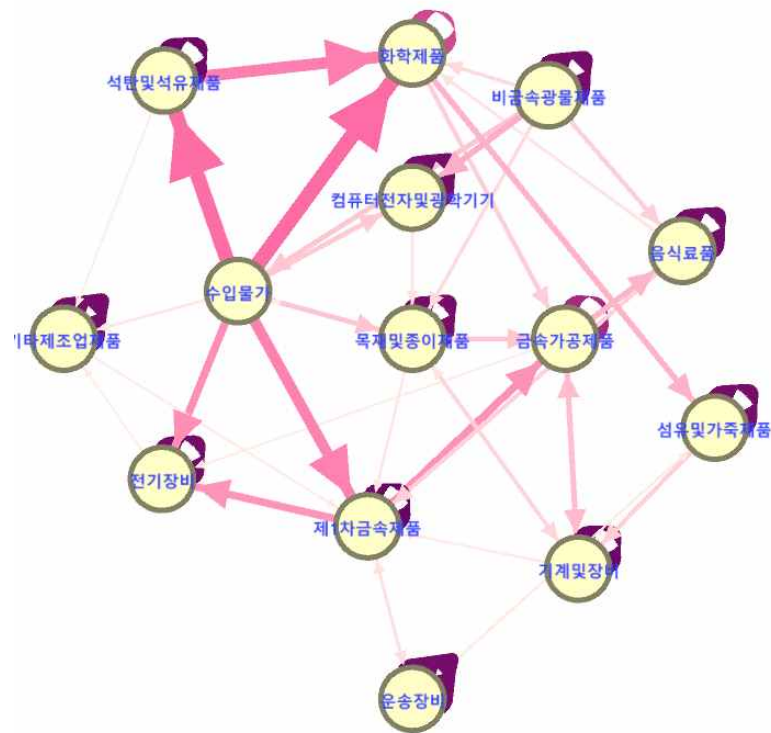
47) 섬유 및 가죽제품이 컴퓨터 및 광학기기에 미치는 영향력등

[그림2-5] Diebold-Yilmaz방법을 적용한 물가간 네트워크 연계성



조나 관계가 분석변수가 증가하면서 직관적으로 파악하기 매우 힘든 자료였지만 네트워크로 표현한 연계구조는 그 해석에 있어서 좀 더 직관적이고 구조적으로 명확하게 파악할 수 있게 되었다. 통계적 선·후행성을 적용한 네트워크 연계성이 수입물가를 중심으로 물가간의 파급구조를 나타낸 결과가 Diebold-Yilmaz방법만을 적용한 결과보다 더 신뢰할 만한 연계구조를 보이고 있다. [그림 2-7]에 제시된 네트워크 구조로 연계구조를 설명해 보면, 수입물가로부터 원자재 성격의 품목인 석탄 및 석유제품과 화학제품 그리고 제1차금속 제품이 강하게 영향을 받는(shock receiver) 구조로 나타나고 있다. 화학제품은 수입물가의 직접적인 영향을 받을 뿐 아니라, 매트릭스 분석형태로는 파악하기 쉽지 않았던 석탄 및 석유제품을 통해 직·간접적인 경로로 영향을 받는 구조도 파악된다. 화학제품은 중간재 성격의 품목인 섬유 및 가죽제품과 금속가공제품에 영향을 주는 구조가 보이며 중간재 품목에서 기계 및 장비 또는 음식료

[그림2-6] 통계적 선행행성을 적용한 물가간 네트워크 연계성



품처럼 최종재 성격의 품목으로 파급되는 구조를 띄고 있다. 제1차금속 제품 또한 수입물가의 영향을 크게 받는 동시에 중간재 성격인 금속가공 제품과 전기장비에 영향을 주는 주요한 품목으로 파악되는데 이 역시 중간재 성격의 품목들을 통해 다시 최종재 성격인 운송장비나 기타 제조업 제품같은 최종재 성격의 품목들로 파급되는 구조가 분석되었다. 최종재 성격이면서 다른 제품에 크게 영향을 미치는 품목은 보이지 않으며 다만 목재 및 종이 제품이나 컴퓨터, 전자 및 광학제품이 다른 품목들과 많은 연계성을 맺고 있는 것으로 파악된다.

<표 2-11>는 수입물가 10% 상승시 각 품목별 물가에 미치는 영향력을 직·간접 효과로 나누어 계산한 결과이다. 직접효과는 <표 2-9>에서 수입물가가 각 생산자물가에 미치는 영향력의 크기를 나타내며, 간접효과는 수입물가의 영향에 기인한 생산자물가의 변동이 다른 생산자물가로 전이된 영향력의 크기를 계산한 값이다. 예를들면 수입물가가 화학제품

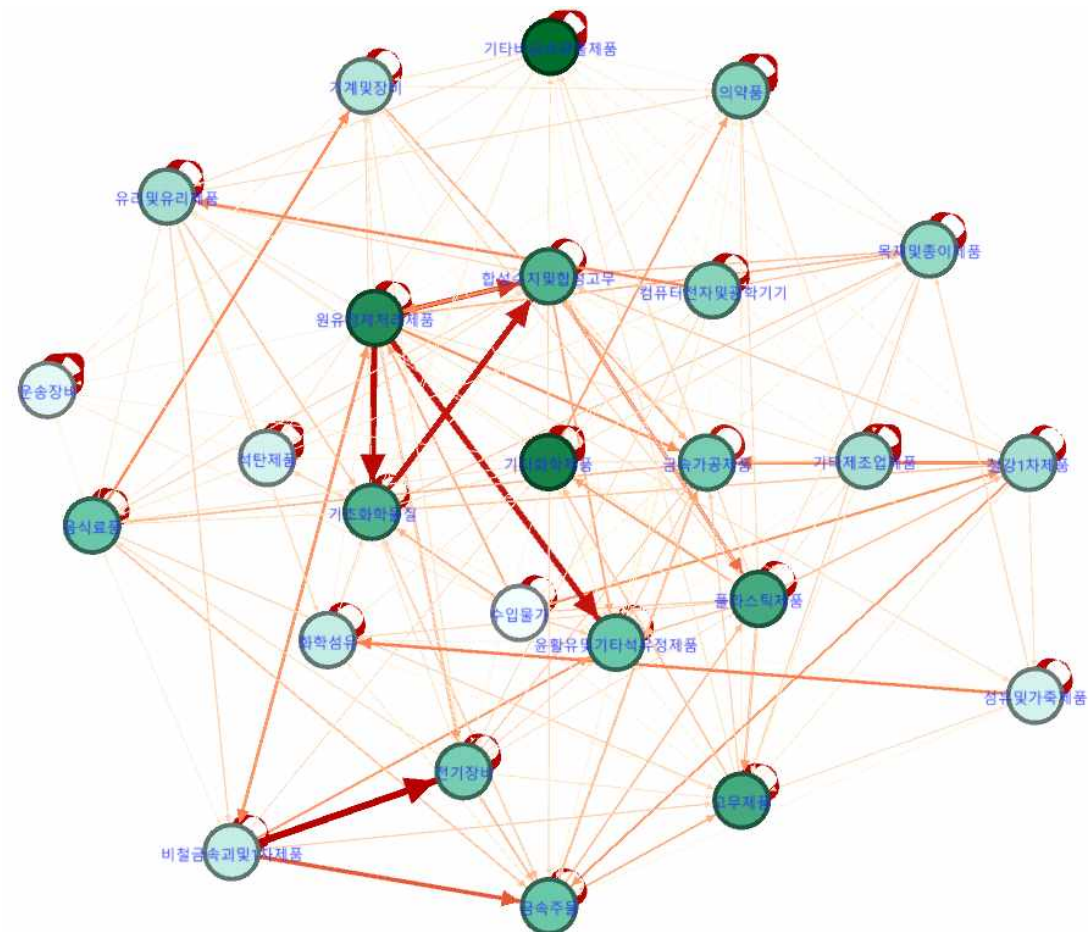
에 미치는 직접효과는 <표 2-9>상의 수입물가가 화학제품에 주는 영향력의 크기와 같고, 간접효과는 수입물가 상승으로 인해 석탄 및 석유제품 물가의 상승분이 다시 화학제품에 미치는 영향력의 크기를 말한다. 분석결과를 간단히 요약하면 수입물가 10% 상승시 직접효과만을 고려하였을 때에는 화학제품이 2.83%에 물가상승이 예상되지만 간접효과까지 고려한다면 3.40%으로 상승할 것으로 분석되었다. 기타제조업 제품은 수입물가로부터 받는 직접적인 효과보다(0.02%) 간접적인 효과가(0.03%)더 높은 품목으로 분석되었다.

<표2-11> 수입물가 10% 상승에 대한 품목별 생산자물가 변동율

	기타제조 업제품	목재및종 이제품	석탄및석 유제품	전기장비	제1차금 속제품	컴퓨터전 자및광학 기기	화학제품
직접효과	0.02%	0.69%	2.72%	1.27%	1.92%	0.65%	2.83%
간접효과	0.03%	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	0.00%	0.57%
총효과	0.05%	0.69%	2.72%	1.27%	1.94%	0.65%	3.40%

4.3.2 수입물가 및 생산자물가 주요품목 세분화 네트워크 연계성

[그림2-1] 세부 생산자물가를 확장한 네트워크 분석



수입물가가 가장 큰 영향을 미치는 상위 3개 품목(화학제품, 석탄·석유제품, 제1차금속제품)을 하위 품목들로 더 세분하여 분석을 시행하였다. 수입물가를 포함한 공산품 품목은 총 25개이며 자유도 문제로 인해 데이터를 가용 가능한 최대 범위까지 활용하였다. 분석기간은 1965년 2월부터 2020년3월까지 기간으로 확장하여 분석하였는데, 분석결과인 연계성 결과는(Table) 부록에 포함시켰으며⁴⁸⁾, 본 절에서는 통계적 선·후행성을 적용한 네트워크 분석만을 제시하였다. [그림 2-8]에 제시된 네트워크 중심부에 위치한 품목일수록 다른 품목들과 연계관계를 더 많이 맺고 있는 품목들을 의미한다. 네트워크 구조를 살펴보면 가장 중심부에 기타 화학제품이 있으며 다른 품목들과 다수의 연계를 맺고 있는 것으로 보인다. 하지만 그 영향력은 상대적으로 크지 않은 것으로 파악된다. 높은 파급력을 가지고 있는 품목을 중심으로 살펴보면 네트워크 중심부에 위치하면서 높은 파급력을 가지고 있어 가장 눈에 띄는 품목은 원유정제처리제품⁴⁹⁾으로 파악된다. 원유정제처리 제품(shock transmitter)은 윤활유 및 기타 석유제품, 기초화학물질⁵⁰⁾ 그리고 합성수지 및 합성고무(shock receiver)에 강하게 영향을 미치는 품목으로 분석되었다. [그림 2-7]에서 분석된 제1차금속이(shock transmitter) 전기장비품목(shock receiver)에 미치는 영향력은 제1차금속품목 중에서 비철금속과 및 1차제품이⁵¹⁾(shock transmitter) 제1차금속과 전기장비 품목간 연계성을 강화한 세부 품목으로 분석되었다. 기초화학제품도 원유정제처리제품과 함께 합성수지 및 합성고무에 강한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 그 외에 비철금속 및 1차제품이 전기장비에 크게 영향을 미치고 있고 금속주물품목에도 영향력을 미치는 것으로 파악된다. 결과를 정리하면 수입물가로부터 영향을 가장 많이 받는 품목인 화학제품, 석탄·석유제품, 제1차금속제품의 하위 품목간 파급구조를 분석하여, 석탄·석유 세부품목인 원유정제 처리품(shock transmitter)이 화학제품의 세부품목인 기초화학물

48) 변수의 증가로 매트릭스 형식에 결과는 가독성이 크게 낮아져 부록에 남기고자 한다.

49) 휘발유, 나프타, 제트유, 등유, 경유, 중유 액화석유가스

50) 기초유기화학, 기초무기화학

51) 동제련, 알루미늄, 아연제련, 금은과 등이 포함되어있다

질과 합성수지 및 합성고무(shock receiver)에 강하게 영향을 주어 [그림 2-7]에서 분석된 석탄·석유제품과 화학제품간 연계성의 주요 원인으로 작동한 세부품목이었으며, 제1차금속품목 중 비철금속과 및 1차제품이 전기장비와의 연계성의 주요 원인으로 작동한 세부품목으로 분석되었다.

4.3.3 수입물가 및 공산품, 농수산물, 광산품, 서비스업을 포함한 생산자물가 네트워크 연계성

이제까지 분석한 연계성 및 네트워크 분석은 공산품에 해당하는 수입물가와 생산자물가의 연계성만을 다루었다. 본 절에서는 추가적으로 공산품외에도 농수산물과 공산품 그리고 서비스 품목을 포함한 생산자물가를 대상으로 분석하여 수입물가와 생산자물가의 연계성 및 파급구조를 알아보고자 한다. 먼저 <표 2-12>은 수입물가지수 모집단의 품목별 거래내역을 나타낸 것이다. 총수입물가지수의 모집단 거래액은 446.4조 원으로 2010년 기준지수의 405.2조 원보다 10.2% 증가하였다. 산업별로는 공산품, 광산품, 농림수산물 순으로 비중(각각 71.6%, 24.2%, 4.2%)을 차지하여 수입물가 모집단 거래에서 공산품이 차지하는 비중이 다른 두 품목보다 매우 높았다. <표 2-13>은 생산자물가 모집단 거래내역을 나타낸 것인데 공산품이 51.3%, 전력 및 가스 6.2%, 농림수산품이 3.4%, 광산품이 0.2%로 상품 비율이 61%를 차지하였고, 서비스 비율은 38.8% 차지하였다.

본 절에서 시행한 분석기간은 2000년 1월부터 2020년 3월까지이고 농

<표2-12> 수입물가 모집단 거래액 변동내역 (단위:조원, %)

	2010년	2015년	증감율
총 계	405.2 (100)	446.4 (100)	10.2
농림수산물	14.5 (3.6)	19 (4.2)	31
광산품	106.3 (26.2)	108.1 (24.2)	1.7
공산품	284.5 (70.2)	319.3 (71.6)	12.3

자료: 통계청 주 : 1) ()내는 구성비

<표2-13> 생산자물가 모집단 거래액 변동내역 (단위 : 조원, %)

	2010년	2015년	증감율
총 지 수	1,313.80(100.0)	1,753.90(100.0)	33.5
상 품	892.7(67.9)	1,073.70 (61.2)	20.3
농림수산물	50.7(3.9)	60.4(3.4)	19.1
광산품	3.7(0.3)	4(0.2)	8.1
공산품	766.1(58.3)	900.1(51.3)	17.5
전력, 가스, 수도 및 폐기물	72.2(5.5)	109.2(6.2)	51.2
서 비 스	421.1(32.1)	680.3(38.8)	61.6

자료:통계청 주 : 1) ()내는 구성비

산품과 광산품, 공산품, 서비스업⁵²⁾으로 구성된 10개품목으로 설정하였다. <표 2-14>는 연계성 분석결과이며, [그림 2-9]는 통계적 선·후행성을 적용하여 네트워크로 표현한 것이다. 분석결과 총수입물가(shock transmitter)는 공산품(shock receiver)에 강하게 영향을 미치는 효과가 분석되었다. 수입물가와 서비스 관련 물가와 관계는 운송서비스에만 약한 영향력만을 미치는 것으로 나타났다. 이는 수입물가가⁵³⁾의 편제대상이 서비스 품목은 제외되어 있으며 거래액에서 공산품이 70% 이상 차지하고 있다는 사실에 기인한 것으로 판단된다. 운송서비스 같은 경우 유류가격에 영향을 크게 받기 때문에 수입물가에서 석탄·석유제품이 미치는 영향력으로 인한 결과라고 해석된다. 공산품은 농림수산물이나 운송서비스, 그리고 음식점 및 숙박서비스에 영향을 주지만 상대적 영향력의 크기는 크지 않았다. 네트워크 중심에 있는 음식점 및 숙박서비스나 농림수산물은 다른 물가와 많은 연계구조를 갖는 것으로 분석되었다. 광산품과 정보통신 및 방송서비스는 물가 파급구조에서 가장 외생적인 품목으로 분석되었다. 분석결과는 현실 적합성이 잘 나타난 결과라고 판단할 수 있으나 다만 통계적 선·후행성을 고려하였음에도 구조적으로 관계가 없는 교란항을 식별하지 않은 통계적 관계라는 점에서 외생적이라고

52) 음식점 및 숙박, 운송, 정보통신서비스, 금융 및 보험, 부동산, 전문과학 및 기술, 사업지원 서비스를 대상으로 하였다.

53) 2015년도 기준 가중치가 천분비 기준으로 농림수산물(37.3), 광산품(269.2), 공산품(693.5)이다.

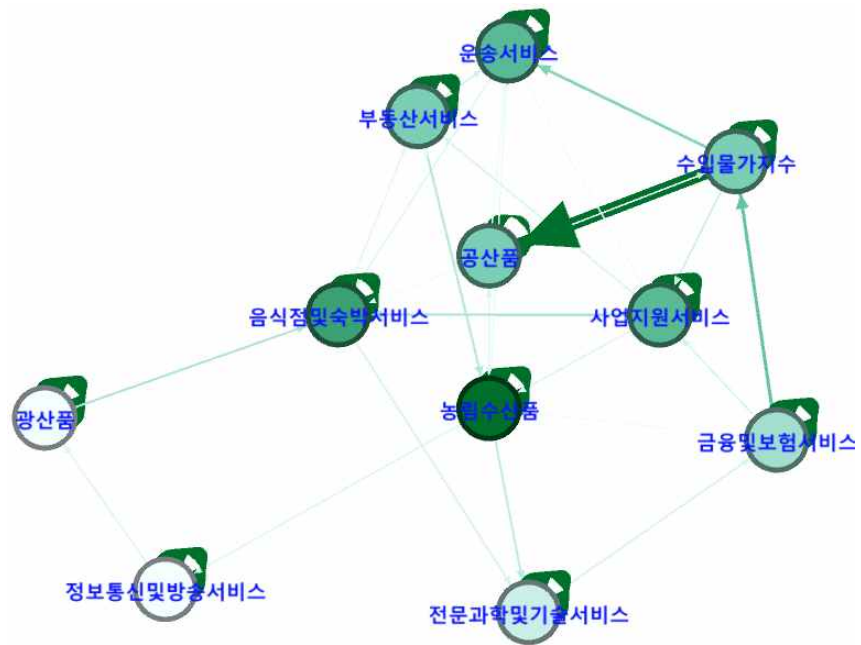
<표2-14> 농산물, 광산물, 공산물, 서비스품목간에 연계구조

	수입물 가지수	농림수 산물	광산물	공산물	운송서 비스	음식점 및숙박 서비스	정보통신 및방송 서비스	금융및 보험서 비스	부동산 서비스	전문과 학및기 술서비 스	사업지 원서비 스
수입물가지수	88.28	0.36	0.3	36.05	5.13	0.39	0.22	0.72	0.21	0.65	2.23
농림수산물	0.77	90.87	0.17	1.88	1.31	0.36	1.63	1.03	1.43	2.88	0.03
광산물	0	0.03	96.09	0.03	0.07	3.33	0.8	0.19	0.07	0.17	0
공산물	0.27	1.63	0.03	55.01	1.1	0.84	0.18	0.23	0.52	0.15	0.27
운송서비스	0.75	0.84	0.05	0.23	89.11	1.56	1.01	0.07	0.18	0.72	1.13
음식점및숙박서비스	1.53	0.79	0.67	0.76	0.1	89.28	0.06	0.34	1.39	2.03	0.13
정보통신및방송서비스	0.62	0	1.77	0.19	0.08	0.04	92.56	0.12	0.32	0.16	0.07
금융및보험서비스	6.49	0.35	0.05	3.4	0.76	0.22	0.42	93.13	0.12	0.47	1.97
부동산서비스	0.56	3.19	0.43	1.04	2.02	0.3	1.44	1.07	93.61	0.19	0.37
전문과학및기술서비스	0.29	0.34	0.45	0.32	0.1	0.1	1.48	1.87	0.22	92.39	0.04
사업지원서비스	0.42	1.67	0	1.09	0.23	3.58	0.2	1.24	1.93	0.18	93.77

표에서 옅은 빨간색 배경은 통계적 선후행성이 일방향이던 지역, 짙은 파란색은 양방향인 변수를 나타냄. () 안은 통계적 선후행성이 보고된 지역의 연계성 효과만 합한 값임.

농여야 할 수입물가가 일부 서비스품목에 영향을 받는 모습도 분석되었는데 이는 수입물가가 외생적으로 주어졌다는 가정하에 그 효과를 제외해야 한다고 판단된다. 그러나 본 분석은 물가의 세부품목별 파급구조를 일반적인 상식과 통념을 벗어나지 않으면서 기존연구들과 일치하는 결과가 분석되었다는 점에서 신뢰성이 있는 분석이라 받아들일 수 있으며, 세부품목별로 물가간 파급구조를 시각적으로 구현해 내었다는 점에서 의미있는 연구라 판단된다.

[그림2-7] 농산물, 광산물, 공산물, 서비스품목연계 네트워크



4.4 수입물가 충격에 대한 국내물가의 반응함수

해외물가와 국내물가 그리고 생산지수와의 연계성과 파급구조를 분석하였다. 본 절에서는 수입물가 충격에 대해 생산자물가⁵⁴⁾와 소비자물가가 어떻게 반응하는지 구체적인 반응의 정도와 지속기간을 충격반응함수⁵⁵⁾를 통해 분석해보고자 한다. 분석모형은 기본 축약형 VAR과 충격반응함수의 시간가변적 효과를 분석하기 위해 TVP-VAR 모형(Time-varying parameter VAR Model)을 사용하였다. 예측오차분산분해(forecast error variance decomposition)는 Sims가 제안한 출레스키분해(Cholesky Decomposition)를 사용하였다. 출레스키분해는 변수의 외생정도를 고려해 변수의 순서(ordering)를 정해야 하기 때문에 그랜저인과관계(Granger causality)결과와 선행연구결과⁵⁶⁾를 참고하여 변수들의 외생정도를 고려하였다. 먼저 대외요인에 가장 직접적인 영향을 받는 수입물가⁵⁷⁾를 가장 외생적인 변수로 선정하였고 수입물가에 직접적으로 가장 큰 영향을 받는 생산자물가를 다음 외생적 변수로 선정하였다. 생산활동이 수입물가와 생산자물가에 영향을 받게 되면 생산비용 변화로 이어져 상품가격에 반영되어 물가상승 압력으로 작용할 수 있다. 생산자물가가 소비자물가에 선행성을 갖기 때문에 소비자물가를 가장 내생적인 변수로 선정하였다.

4.4.1 TVP-VAR 모형

일반적인 축약형 VAR 모형은 분석기간 중 회귀계수가 고정되어 있어서 VAR 모형으로 유도한 충격반응함수(IRF)는 모든 시기에 공통적으로

54) 소비자물가를 제외하고는 모두 공산품만을 대상으로 하였다.

55) 충격반응함수는 VAR의 추정계수를 대상으로 모형내의 한 변수에 대하여 일정크기의 충격이 가해졌을 때, 다른 변수들의 변화 정도를 시간의 흐름에 따라 나타낸 것이다.

56) McCarthy(2000) 장광수·김흥기(2017)

57) 환율효과를 최소화하기 위해 달러기준으로 적용하였다.

적용가능한 충격반응함수로 추정하게 된다. 특정 시기에 해당 변수의 영향력이 높아질 경우 이 영향력의 크기는 추정하지 못하는 단점이 있다. 반면에 TVP-VAR모형은 매 시점의 계수값이 다른 값을 갖도록 허용하기 때문에 시간의 흐름에 따른 경제구조의 변화를 모형 내에서 수용할 수 있다. TVP-VAR 모형은 베이저안 통계추론인 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 시뮬레이션에 기초하고 있다. 베이저안 분석에서는 관찰값들과 더불어 추정할 모수까지도 확률분포를 따른다고 가정하고 있다. 베이저안 통계학에서 확률은 ‘주관적’인 사전확률분포에 ‘객관적’으로 얻어지는 데이터의 포함된 정보를 추가해서 갱신하여 얻어진 사후확률분포로 표현된다(최병선,2018). MCMC는 Markov 체인⁵⁸⁾을 이용하는 몬테카를로법(Monte Carlo)⁵⁹⁾이며, 사용하는 목적은 확률분포에서 좋은 샘플들을 발생시키는 것이다. 보통 몬테카를로법에서는 목표분포(target probability distribution)⁶⁰⁾에서 서로 독립인 샘플을 만들어 대수법칙(law of large numbers)에 의해 목표분포가 포함한 모수를 추정하게 된다. 그러나 목표분포가 복잡한 다변량확률분포인 경우에는 몬테카를로법만으로는 문제를 해결하기 어렵고 MCMC를 통해 불변분포(invariant distribution)가 목표분포가 되도록 Markov 체인을 구축하여⁶¹⁾ 여기서 발생한 샘플⁶²⁾을 목표분포에서 발생한 샘플로 간주하는 것이 MCMC방법이다.

Primiceri(2005)는 시간에 따른 분산공분산의 변화패턴을 모형화하고 MCMC(Markov Chain Monte Carlo)을 통해 사후적(Posterior) 분포함수를 추정하여 시뮬레이션하는 방법을 고안해냈다. Primiceri(2005)의

58) 조건부확률밀도함수 $f(X_{n+1}|X_n, X_{n-1}, \dots)$ 이 $f(X_{n+1}|X_n)$ 과 같으면 1차 Markov성을 갖는다고 한다

59) 우리가 다루는 경제현상들은 체계적 움직임과 우연성을 갖는 확률적(stochastic) 움직임을 갖는 경우가 대부분이며 여기서 확률적 현상의 시뮬레이션은 샘플링(random number)을 이용하는데, 이와 같이 샘플링을 통해 시뮬레이션을 구현하는것을 몬테카를로 시뮬레이션이라한다

60) 샘플을 발생시키는 목표가 되는 확률분포(최병선,2018)

61) Markov체인을 구성하는 대표적인 방법으로 Gibbs샘플러와 Metropolis-Hastings알고리즘이있다. (최병선,2018)

62) 에르고딕성(ergodictiy)을 갖는 Markov체인에서 표본평균이 모평균으로 수렴한다.(최병선,2018)

TVP-VAR 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다. n 변수 VAR모형을 고려한식이 식(1)과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_t = c_t + \sum_{k=1}^K B_{k,t} Y_{t-k} + u_t \quad (1)$$

여기서 Y_t 는 $(n \times 1)$ 내생변수의 행렬이고, k 은 시차를 나타내며, B_t 는 $(n \times n)$ 시간가변 계수 행렬, u_t 는 분산공분산행렬이 Ω_t 인 이질적인 미관측 충격을 나타내며, 분산-공분산행렬은 다음과 같이 분해될 수 있다고 가정되었다.

$$Var(u_t) = \Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})' \quad (2)$$

A_t 는 확률적 변동성(stochastic volatility)으로 하방 삼각행렬을 나타내며, Σ_t 는 분산의 대각행렬로 구성됨

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \cdots & \alpha_{nn,t} & 1 \end{bmatrix} \quad \Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

식(2)를 통해 식(1)의 잔차는 $u_t = A_t^{-1} \Sigma_t \epsilon_t$ 로 나타낼 수 있으며 이 경우 $\epsilon_t \sim N(0, I_n)$ 로 정의되어 진다. TVP-VAR의 가장 큰 특징은 계수 값이 시간에 따라 변화하는 것으로 임의보행과정에 따른 확률과정(stochastic process)을 가정하고 있다.

$$B_t = B_{t-1} + \kappa \nu_t \quad (4)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \kappa \zeta_t \quad (5)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \kappa \eta_t \quad (6)$$

식(1)와 식(2)에서 도출된 잔차 구성요소 ϵ_t 는 단위행렬이고, 시간가변 계수 행렬 B_t 의 오차 $\kappa \nu_t$, 분산공분산 구성요소 α_t, σ_t 의 오차 $\kappa \zeta_t, \kappa \eta_t$ 는 모두 확률과정이며, 추정 파라미터수를 줄이기 위해 임의보행과정으로 모형화하였음 일반적인 선형의 VAR모형은 $\kappa=0$ 인 경우로 모든 시기 분산이 동일하며, TVP-VAR은 $\kappa=1$ 로 오차가 확률과정으로 정의된다. 이를 통해 TVP-VAR 시스템은 1개의 단위행렬과 3개의 확률오차 벡터로 구성되어 각 교란항들이 결합정규분포(jointly normally distribution)따르며, 이들간의 분산공분산 행렬은 다음과 같이 가정하게 된다.

$$V = \text{Var} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \nu_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (7)$$

I_n 은 항등행렬이고, Q, S, W 는 양정부호행렬이다. $\alpha_{i,t}$ 의 교란항 $\eta_{i,t}$ 의 분산 공분산 행렬 S 는 블록대각(block diagonal)행렬로 가정되었으며, 이 경우 각 블록은 i 번째 $\alpha_{i,t}$ 들의 분산공분산을 의미한다. 사전분포의 초월-계수값들을 설정하는 과정을 간단히 살펴보면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} B_0 &\sim N(\hat{B}_{OLS}, 4V(\hat{B}_{OLS})) \\ \alpha_0 &\sim N(\hat{\alpha}_{OLS}, 10V(\hat{\alpha}_{OLS})) \\ \ln \sigma_0 &\sim N(\ln \hat{\sigma}_{OLS}, 10I_n), n=3 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Q &\sim IW(Q_0^{-1}, \tau), Q = k_q V(\hat{B}_{OLS})\tau, k_q = 0.01, \tau = 40 \\
W &\sim IW(W_0^{-1}, n), W_0 = k_w n I_n, k_w = 0.01, n = 3 \\
S_1 &\sim IW(S_{10}^{-1}, 2), S_{10} = k_s^2 2 V(\hat{\alpha}_1), k_s = 0.1 \\
S_2 &\sim IW(S_{20}^{-1}, 3), S_{20} = k_s^2 3 V(\hat{\alpha}_2), k_s = 0.1
\end{aligned}$$

앞서 살펴본 TVP-VAR 모형은 충격발생시 시간가변적인 영향을 추정하기 위한 모형이지만, 시간가변적인 영향은 잔차구조에서 분해해내기 어렵고, 실제 관측되지 않는 문제가 있다. 베이지안 추론법은 이와 같은 미관측 파라미터를 확률변수로 취급하며, 특히 분석대상이 다차원 파라미터 공간(high dimensional parameter space)일 때, 사후 분포(posterior distributions)를 수치적으로 최대화하는 방법으로 MCMC방법이 최적인 것으로 알려져 있다. 본 연구는 MCMC 방법 중 깁스 샘플링⁶³⁾을 적용하며 추론을 위해 Q, S, W의 hyperparameter의 분포를 역Wishart로 가정하였다. 깁스 샘플링(Gibbs Sampling)은 관측된 데이터와 나머지 파라미터에 따라 시간 변동 계수(B^T), 동시관계(A^T), 변동성(Σ^T), 하이퍼파라미터(V)를 차례대로 추정하며, $p()$ 는 밀도함수를 나타내는데 다음은 깁스 샘플링 알고리즘을 통해 각 계수들을 조건부 사후분포로부터 순차적으로 추출한다.

63) 확률벡터를 구성하는 확률변수들의 조건확률분포로부터 샘플들을 독자적으로 생성하면, 적절한 조건 하에서 이들의 결합확률분포가 원래의 결합확률분포로 수렴한다. Gibbs샘플러는 확률벡터의 결합확률분포로부터 직접 샘플을 생성하기 어려운 경우, 조건부확률분포들을 이용해서 결합확률분포로부터 샘플을 생성하는 기법이다.(최병선, 2018)

<표2-15> Gibbs 샘플링 절차

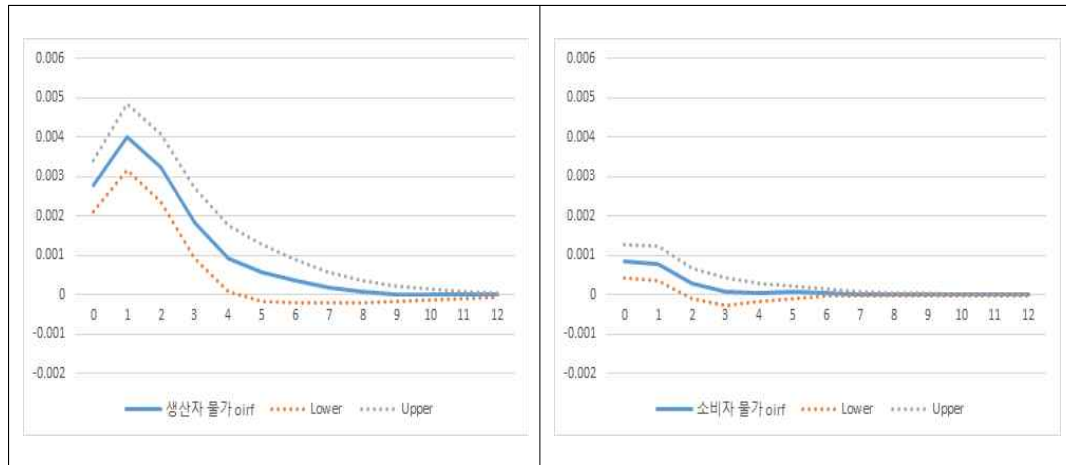
- 1) B^T, A^T, Σ^T, V 의 초기값 설정
- 2) $p(B^T|y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ 에 의해 B^T 샘플링
- 3) $p(A^T|y^T, B^T, \Sigma^T, V)$ 에 의해 A^T 샘플링
- 4) $p(\Sigma^T|y^T, A^T, B^T, s^T, V)$ 에 의해 Σ^T 샘플링
- 5) $p(s^T|y^T, A^T, \Sigma^T, V)$ 에 의해 s^T 샘플링
- 6) $p(Q, W, S|y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) = p(Q|y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \cdot p(W|y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \cdot p(S_1|y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \cdot \dots \cdot p(S_{n-1}|y^T, B^T, A^T, \Sigma^T)$ 에 의해 V 샘플링
- 7) 2번 과정으로 회귀

4.4.2 생산자물가와 소비자물가의 충격반응함수

<표 2-16>에 제시된 수입물가충격에 대한 생산지수물가의 충격반응함수를 살펴보면 수입물가의 충격에 생산자물가가 즉각적으로 상승하는 (+) 반응을 보이고 1개월 후에 가장 큰 상승효과를 나타낸 뒤에 7~8개월에 걸쳐 효과가 점차 사라지는 모습을 보였다. 수입물가충격이 생산자물가로 빠르게 전이되지만 2~3분기 안에 효과가 사라지는 것으로 분석되었다. 환율이나 해외원자재 충격이 수입물가를 거쳐 국내물가로 빠른 속도로 전이 되지만 영향력이 오래 지속되지 않는 것으로 분석되었다. 소비자물가는 수입물가 충격에 거의 영향을 받지 않은 것으로 나타났으며 지속기간이 1분기 정도 유지되는 것으로 분석되었다. 소비자물가의 충격반응은 소비자물가가 서비스업종의 비율이 높고, 단계적으로 가공단계가 높은 생산과정을 거치면서 영향력이 약화된 것으로 보인다.

<표 2-16>에 제시된 결과는 20년에 걸친 평균적인 관계를 나타낸 것이다. 경제구조는 교역량 및 생산공급체인 확대등으로 인해 대외경제와 동조화되는 방향으로 변화가 진행중이며 이로 인해 수입물가가 국내물가에 미치는 영향력은 과거 우리경제와는 다르게 차별적으로 작동할 수 있

<표2-16> 수입물가충격에 대한 생산자물가와 소비자물가의 충격반응함수

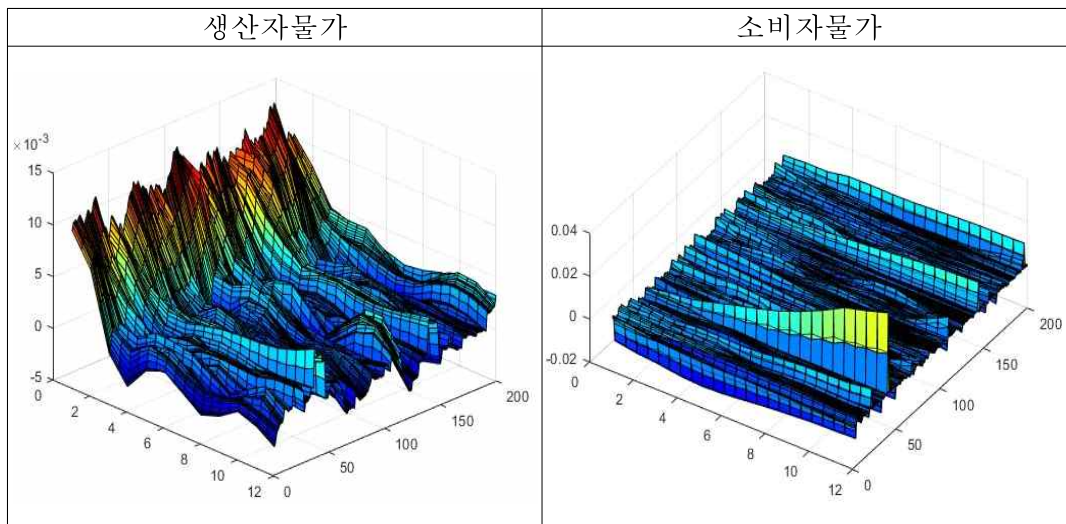


다. 물가의 양상으로 볼때 2000년대 들어 매우 안정된 모습을 보이다가 글로벌 금융위기 이후 다른 양상을 보이고 있는데(이만중·한치록, 2011), 수입물가 충격에 대한 국내물가의 반응 또한 산업구조 변화와 교역의 확대등으로 과거와는 차별적으로 반응할 가능성이 있다. 국내물가의 시간 가변적 충격반응함수를 통해 수입물가 충격에 대한 국내물가의 반응이 구조적 변화가 있는지 분석하였다.

<표 2-17>는 TVP-VAR분석을 통해 수입물가 충격에 따른 물가지수에 충격반응함수를 나타낸것이다. 수입물가(Impulse) 표준편차 1단위 크기의 충격에 대한 생산자물가와 소비자물가(Response)의 반응을 나타내고 있다. 2003년 7월부터 2020년 3월까지 추정된 각 시점별(1~201시점간) 충격반응함수의 사후분포로 추정된 중위값(median)들을 나타낸다. TVP-VAR로 분석한 충격반응함수는 축약형 VAR로 도출된 충격반응함수 형태와 유사하였으며, 효과도 유사하게 분석되었다. 수입물가 충격발생시 즉각적으로 생산자물가가 반응하여 1개월후에 가장 큰 양의(+)방향으로 효과가 나타나고 이 효과는 4개월까지 지속되다가 6개월후에는 충격의 효과가 거의 사라지는 것으로 분석되고 있다. 시간 가변적 충격반응함수(Time-varying IRF)는 반응의 크기가 시기마다 조금씩 달라졌을 뿐 형태 면에서는 거의 유사한 것으로 분석되었다. 이는 최근 수입물가

가 생산자물가와 소비자물가에 미치는 영향력과 파급구조 행태가 과거 (약20년전) 수입물가 충격이 생산자물가로 파급되는 파급구조와 영향력이 크게 다르지 않다고 해석할 수 있다. 결론적으로 수입물가 충격에 대한 국내물가 반응은 시간 흐름에 따른 구조적 변화를 보이지 않은 것으로 분석되었다.

<표2-17> TVP-VAR로 도출한 충격반응함수



제 5 절 결 론

5.1 연구결과 요약

본 연구는 대외요인으로 인한 해외물가의 변동이 국내물가와 생산에 영향을 미친다는 사실을 전제로 해외물가, 국내물가, 단기적인 제조업 생산에 연계구조를 Diebold-Yilmaz(2012)가 제시한 연계성 모형을 통해 분석해 보았다. 세부적으로는 수입물가가 품목별 생산자물가와 물가과급구조를 파악하여 이를 시각적으로 해석이 용이하도록 네트워크로 표현하였다. 마지막으로 수입물가가 생산자물가에 미치는 영향력을 충격반응함수를 통해 충격에 대한 반응의 크기와 지속시간등을 TVP-VAR모형을 통해 해외물가충격에 대한 국내물가의 충격반응이 구조적 변화가 있는지 알아보았다. 최근 환율 및 국제원자재 가격등의 대외적 요인으로 인한 해외물가 및 국내물가의 변동성 증가가 예상되고 있다. 우리나라는 대외 개방도가 높기 때문에 해외물가의 변동이 국내물가에 영향을 미칠 수 있는 여지가 높은 경제구조를 지니고 있다. 거시 가격변수의 변동성 증가는 생산비용을 상승시키고 가격구조를 왜곡시켜 생산활동과 투자를 방해하는 요인으로 작용하여 실물경제로 그 영향력이 전이될 수 있다. 이러한 상황을 대비하기 위한 정책적 대안을 마련할때에 본 연구는 정책적 활용가치를 높일 수 있는 의미있는 연구라고 판단된다.

분석결과를 요약하자면 다음과 같다. 먼저 통계적 선행행성으로 분석한 4변수간 연계구조는 다음과 같이 분석되었다. 우선 제조업 단기생산에 영향을 미치는 물가변수는 생산자물가가 가장 큰 영향을 주었고 수입물가가 그 뒤를 이었다. 소비자물가가 미치는 영향은 나타나지 않아 그 영향력이 매우 미미한 것으로 해석된다. 수입물가는 생산지수에 직접적인 영향을 미치는 것 외에 생산자물가를 통해 제조업 생산에 영향을 미치는 간접적인 경로도 존재하였다. 주는 영향력의 크기에서 받은 영향력의 크기를 뺀 순연계 효과는 Diebold-Yilmaz(2012)방법에서는 생산자물가가 연계구조에서 가장 주요한 변수로 나타났다. 그러나 통계적 선행행

성을 고려한 방법에서는 수입물가가 가장 주요한 변수로 분석되었다. 이는 외생적인 대내외 충격으로 인해 수입물가가 생산비용으로 작동하여 생산자물가는 상승시키고 생산활동은 위축시킬 뿐만 아니라 생산자물가를 통한 간접적인 영향력도 존재하기 때문이라고 판단된다.

4변수 분석에서 수입물가와 생산자물가는 생산지수에 직간접적 영향력이 있는 주요한 변수로 나타났다. 수입물가와 세부품목별 생산자물가와와의 연계구조를 파악하여 네트워크로 분석하였다. 통계적 선·후행성을 고려한 분석결과를 요약하면 수입물가의 영향력이 높은 생산자물가 품목은 제1차금속, 화학제품, 석탄 및 석유제품등으로 분석되어 원자재나 중간재 관련 품목들이 주로 수입물가에 대해 많은 영향을 받는 것으로 분석되었다. 특히 생산자물가내에서 석탄 및 석유제품 품목은 화학제품에 큰 영향을 미치고 화학제품은 섬유 및 가죽제품과 금속가공제품에 영향을 미친 것으로 분석되었다. 제1차금속은 금속가공과 전기장비, 운송장비 품목에 영향을 미친 것으로 분석되었다. 간략히 요약하면 수입물가→원자재 및 중간재 성격의 생산자물가→중간재 및 최종재 성격의 생산자물가로의 경로로 영향력의 전이가 된다는 사실이 분석되었다.

TVP-VAR모형을 통해 해외물가충격에 대한 국내물가 충격반응이 구조적 변화를 보이는지 분석한 결과 과거 약20년간 우리나라 경제의 수입물가 충격에 대한 국내물가 반응은 시간 흐름에 따른 구조적 변화를 보이지 않은 것으로 분석되었다. 수입물가 충격발생시 즉각적으로 생산자물가가 반응하여 1개월후에 가장 크게 양의(+)방향으로 효과가 나타나고 이 효과는 4개월까지 지속되다가 6개월후에는 충격의 효과가 거의 사라지는 것으로 나타나고 축양형 VAR로 도출한 충격반응함수와 유사한 결과를 도출하였다.

5.2 정책적 함의

충격의 경로에 따라 차이는 있겠지만 해외 발 충격으로 인한 물가변수의 변동성 증가는 투입요소가격 변동으로 이어져 실물경제인 제조업

생산에 있어 단기적으로 부(-)의 영향력으로 작용할 것이다. 해외 수입 물가 충격을 완화시키고 국내물가의 변동성을 줄여 실물경제 영향력을 최소화할 필요가 요구된다. 수입 다변화, 핵심 품목의 내수전환, 대체재 발굴, 요소가격 헷징 같은 정책을 통해 가격을 안정화 시키기 위한 정책목표를 설정하고 대상품목을 고려하여야 할 때 무엇보다도 물가의 과급구조를 고려하여 정책을 펼치는 것이 정책효과를 극대화하기 위한 필요조건이라 판단된다. 본 연구의 연구결과를 토대로 예를 들자면 화학제품은 수입물가로부터 받는 직접적인 효과만 있는 것이 아니라 석유제품을 통한 간접효과도 상당하기 때문에 화학제품 수입 다변화를 모색한다거나⁶⁴⁾ 제1차 금속제품이 전기장비나 금속가공제품에 큰 영향을 주기 때문에 변동성을 줄일 정책대상으로 선정할 수 있다. 기존 연구들의 내용과 더불어 본 연구결과가 제시한 물가 품목간에 연계성을 구조화시킨 내용을 반영하여 정책을 설정하는 것이 정책당국자들에게 효과적인 정책을 수립할 수 있도록 도움을 줄 것이라 판단된다.

64) 이와 관련하여 2019년 7월 4 일본의 전략물자 수출규제 조치가 있었는데 반도체 제조 과정에서 핵심적인 화학 소재품목이었다. 일본의 수출규제가 국내 화학산업에 미치는 영향은 크지 않았지만 화학산업의 전방산업인 반도체나 자동차 산업등에 미치는 영향력은 적지 않은 것으로 평가하고 있다.(화학산업 인적자원개발위원회, 2019)

참 고 문 헌2

- 김기호. (2012). 해외물가의 국내물가 전가효과 분석 / 김기호 [저] ; 한국은행 [편].
- 김승원, 안희주. (2004). 시장구조와 물가·생산간의 관계분석. [BOK] 조사통계월보, 58(5)
- 김영덕. (2003). 유가변동에 대한 거시경제의 반응. 에너지경제연구, 2(2), 1-29.
- 김정렬. (2013). 국제물가 변동 충격이 국내물가와 수출물가에 미치는 영향 분석. 통상정보연구, 15(4), 195-216.
- 김종구. (2011). 국내,외 물가상승압력이 지역 물가에 미치는 영향: 지역산업 연관분석의 적용. 지방행정연구, 25(3), 343-363.
- 고희운, 강상훈. (2016). 금융위기와 아시아 주식시장간의 비대칭적 변동성 전이효과 분석. 금융공학연구, 15(3), 117-143.
- 박진백, 홍민구. (2019). 서울 주택시장의 기간별 전이효과. 금융공학연구, 18(1), 141-165.
- 변창욱. (2008). 유가와 환율 상승이 지역경제에 미치는 영향 분석 지역별 생산비용에 미치는 영향을 중심으로. KIET 산업경제.
- 우영진, 김의준. (2017). 지역의 산업다양성과 지역경기변동의 관계 분석. 지역연구, 33(3), 3-19.
- 한국은행. (2019). 우리나라의 물가통계.
- 이근영. (2009). 수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과. 경제학연구, 57(4), 39-71.
- 이근영. (2011). 유가충격이 거시경제변수에 미치는 영향. 금융연구, 25(4), 59-93.
- 이근영·정한영, 「유가상승이 국민소득, 물가 및 통화정책에 미치는 영향」, 『금융연구』, 제 16권 2호, 한국금융연구원, 2002, pp.103-129.
- 이예일, 황광명. (2015). 우리나라 수출가격에 대한 환율전가 결정요인 분석. [BOK] 조사통계월보, 69(7)
- 이춘근, 김호언. (2019). 수도권과 비수도권 제조업의 경제적 유발효과 비교

- 분석 . 한국지역경제연구, 42, 73-90.
- 이항용, 김현욱. (2009). 우리나라 수출가격에 대한 환율전가율 변화. 한국개발연구 31.2 : 235-266.
- 온기운. (2015). 원화환율 변동에 따른 수입물가 전가율 분석과 시사점. 국제통상연구, 20(3), 57-83.
- 장광수, 김홍기. (2017). 원화환율 변동의 국내 물가에 대한 전가행태 비교분석: 글로벌 금융위기 전후를 중심으로. , 33(4), 255-288.
- 장병기. (2013). 금융시장간 전이효과의 시간가변성. 금융공학연구, 12(3), 51-74.
- 최병선. (2018). 금융공학 VIII: Bayesian Methods for Finance and Economics. 김구재단.
- 허 인. (2011). 수요, 공급요인별 유가변동과 생산, 물가와의 관계. 응용경제, 13(3), 251-268.
- 황상연. (2013). 우리나라 지역 경기변동의 요인분석. 경제학연구, 61(2), 31-68.
- Baker, S. R. and N. Bloom, “Does Uncertainty Reduce Growth? Using Disasters as
- Bleaney, M.(1996), “Central bank independence, wage-bargaining structure, and macroeconomic performance in OECD countries” Oxford Economic Papers 48, p.20 - 38.
- Campa, J. M., and Goldberg L. S., 2006, “Pass-through of exchange rates to consumption prices: What has changed and why?,” NBER working paper No.12547
- Diebold, & Yilmatz. (2010). MEASURING FINANCIAL ASSET RETURN AND VOLATILITY SPILLOVERS, WITH APPLICATION TO GLOBAL EQUITY MARKETS (vol 119, pg 158, 2009). Economic Journal, 120(546), F354-F355.
- Diebold, F., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. International Journal of Forecasting, 28(1), 57-66.

- Goldberg, L.(1990), "Nominal exchange rate patterns: correlations with entry, exit and investment in U.S. industry" NBER working paper, #3249.
- Hausmann, R. and M. Gavin(1996), "The roots of banking crises: the macroeconomiccontext" Banking Crises in Latin America, Washington, D.C., Johns Hopkins University press.
- Herrera, A. M., Lagalo, L. G., & Wada, T., "Oil Price Shocks and Industrial Production: Is the Relationship Linear?", *Macroeconomic Dynamics* 15(Supplement 3), 2011, pp.472-497.
- Jacomy, Mathieu, Venturini, Tommaso, Heymann, Sebastien, & Bastian, Mathieu. (2014). ForceAtlas2, a Continuous Graph Layout Algorithm for Handy Network Visualization Designed for the Gephi Software. *PLoS ONE*, 9(6), E98679.
- Jose Manuel Campa & Linda S. Goldberg, 2002. "Exchange rate pass-through into import prices: a macro or micro phenomenon?," *Staff Reports* 149, Federal Reserve Bank of New York.
- McCarthy, J. (2007). Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511-537. "Natural Experiments," No.w19475, National Bureau of Economic Research, 2013.
- Pesaran, H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29.
- Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852.

부 록

5 변수 모델

1. 전체기간 물가지수와 제조업 생산간 연계성(%)

		영향 받는 변수					주는 영향변 수
		생산지수	수입물가	생산자물가	소비자물가	이자율	
영향주는변수	생산지수	82.76	1.96	3.25	2.83	6.26	14.3 (8.22)
	수입물가	6.21	68.96	15.4	5.39	1.64	28.64 (23.25)
	생산자물가	8.26	22.96	66.12	16.89	5.23	53.34 (53.34)
	소비자물가	1.59	5.07	14.52	74.73	0.37	21.55 (14.52)
	이자율	1.18	1.05	0.7	0.17	86.5	3.1 (0.00)
받는영향크기		17.24 (6.21)	31.04 (24.92)	33.88 (29.92)	25.27 (16.89)	13.5 (0.00)	24.18

표에서 열은 빨간색 배경은 통계적 선후행성이 일방향이 지역. 짙은 파란색은 양방향인 변수를 나타냄. () 안은 통계적 선후행성이 보고된 지역의 연계성 효과만 합한 값임.

2. 금융위기 전 물가지수와 제조업 생산간 연계성(%)

		영향 받는 변수					주는 영향변 수
		생산지수	수입물가	생산자물가	소비자물가	이자율	
영향주는변수	생산지수	95.63	0.37	0.61	0.02	0.33	1.33 (0.00)
	수입물가	1.19	62.23	29.73	14.64	2.37	47.93 (29.73)
	생산자물가	2.04	23.4	51.27	15.98	4.48	45.9 (0.00)
	소비자물가	0.42	11.39	16.56	69.34	0.13	28.5 (0.00)
	이자율	0.72	2.62	1.84	0.03	92.68	5.21 (2.62)
받는영향크기		4.37 (0.00)	37.77 (0.00)	48.73 (0.00)	30.66 (0.00)	7.32 (0.00)	25.77

표에서 열은 빨간색 배경은 통계적 선후행성이 일방향이 지역. 짙은 파란색은 양방향인 변수를 나타냄. () 안은 통계적 선후행성이 보고된 지역의 연계성 효과만 합한 값임.

3. 금융위기 후 물가지수와 제조업 생산간 연계성(%)

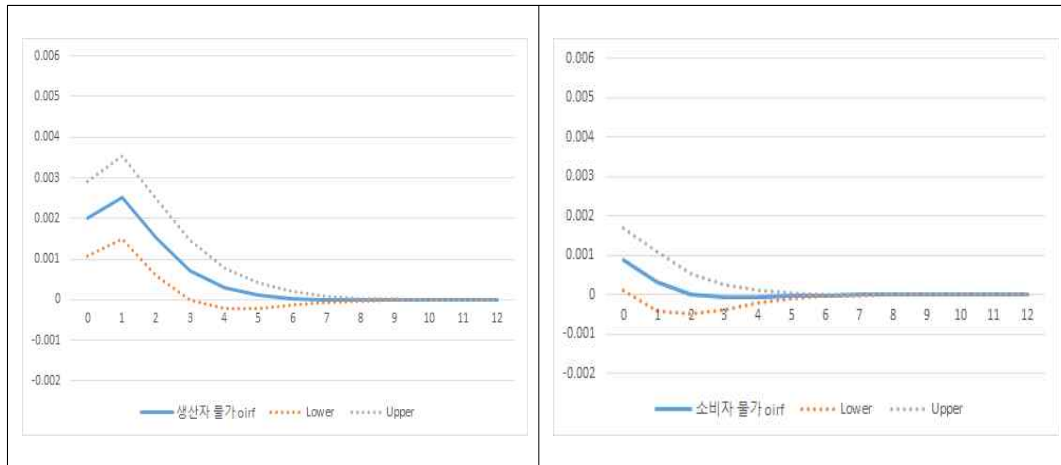
		영향 받는 변수					주는 영향변 수
		생산지수	수입물가	생산자물가	소비자물가	이자율	
영 향 주 는 변 수	생산지수	73.4	4.88	11.71	4.95	18.68	40.22 (23.63)
	수입물가	5.9	70.35	13.3	1.01	0.57	20.78 (19.77)
	생산자물가	14.2	23.12	61.83	12.22	12.71	62.25 (26.91)
	소비자물가	1.82	1.02	12.48	81.6	2.66	17.98 (0.00)
	이자율	4.68	0.62	0.68	0.22	65.39	6.2 (0.00)
받는영향크기		26.6 (0.00)	29.65 (0.00)	38.17 (0.00)	18.4 (0.00)	34.61 (0.00)	29.49

표에서 옅은 빨간색 배경은 통계적 선행해석이 일방향이 지역. 짙은 파란색은 양방향인 변수를 나타냄. () 안은 통계적 선행해석이 보고된 지역의 연계성 효과만 합한 값임.

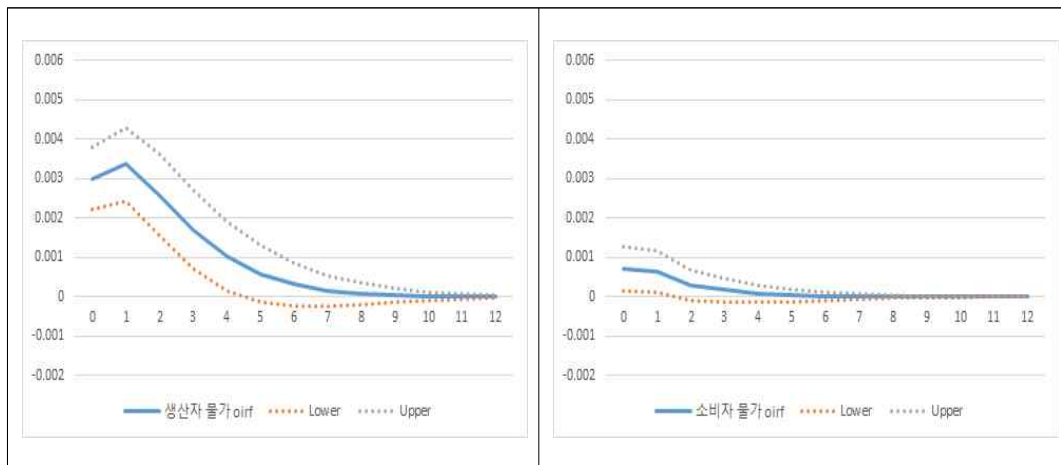
4. 세부 생산물가를 확장한 연계성분석

[illegible]

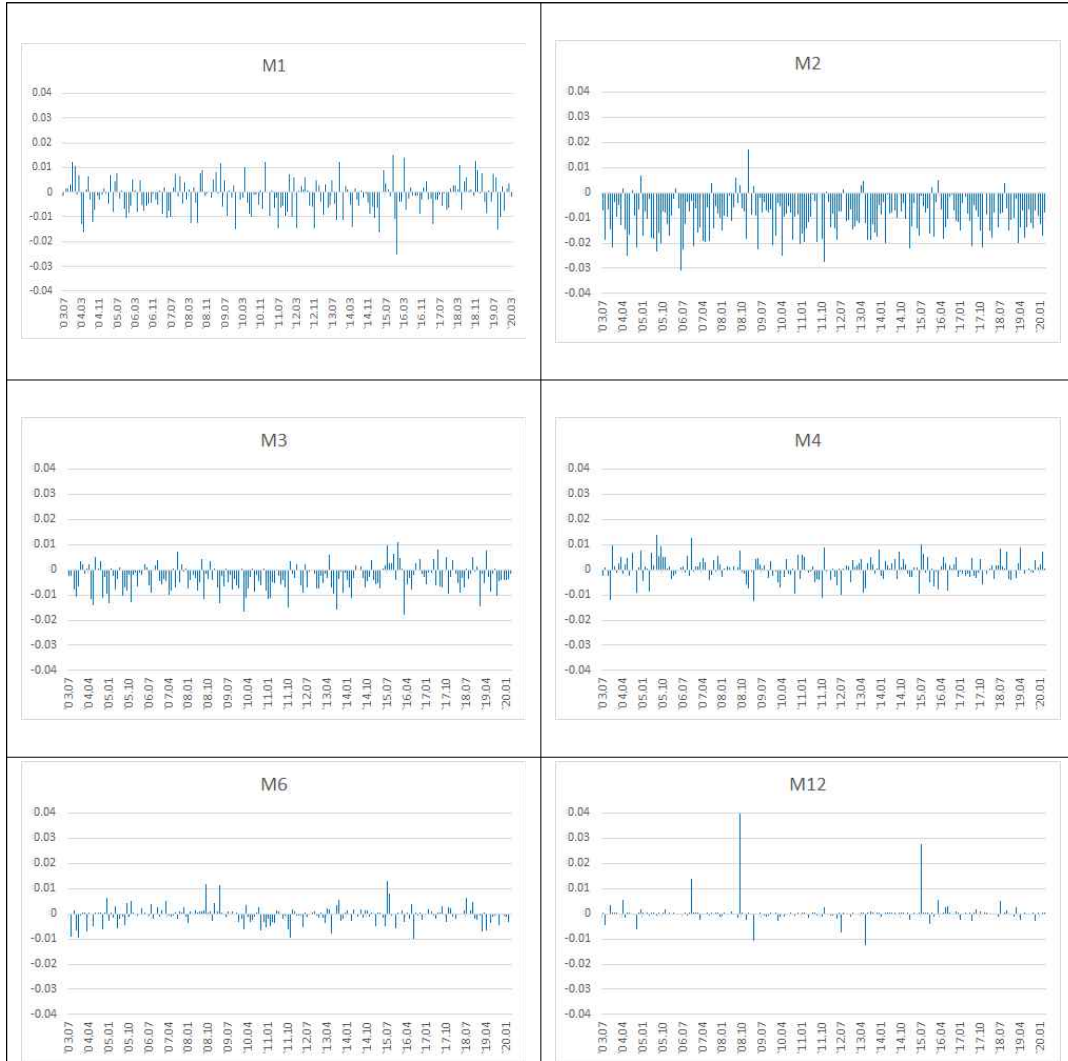
5. 생산자물가와 소비자물가 충격반응함수 :금융위기 전



6. 생산자물가와 소비자물가 충격반응함수 :금융위기 후



7. 수입물가 충격에 대한 생산지수의 시간 가변적 충격반응함수 (1, 2, 3, 4, 6, 12개월)



Abstract

A Study on The Application of Power Data for the Real Economy and A Comparative Study of Connectedness Structure of Price Indexes

Lee, InJae

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

The first topic of this paper is to analyze whether power data can supplement the limitations of production index being published late by examining power data have information about the Production Index(PI). To summarize the results of the study, 1. the power data contains information that can explain the local manufacturing Production Index. 2. the power data's explanatory power to PI is differentiated according to the local industrial structure. 3. In this study, we found that the power data's explanatory power increased

during a economic boom and increased elasticity, and decreased during a economic depression, so that the power data responded to economic fluctuations.

An additional the Nowcasting analysis was conducted to see if the power data could improve the predictive power of the PI. The analysis method was analyzed by referring to Choi and Varian (2012). As a result of the analysis, the prediction of the model including the power data compared to the prediction of the model consisting of the Production Index alone confirmed the effect of the prediction improvement of 4% to 9% on average in all the regions analyzed. The prediction experiment results of the model consisting of power data alone showed the best prediction results in Chungcheongnam-do, confirming that the power data in the region where the manufacturing industry was developed contains a lot of information about the real economy.

The second topic of this paper is to analyze the connection between import(Import Price Index, IPI) and domestic price(producer price index, PPI). variables and short-term manufacturing the Production Index by applying the connectedness effect model proposed by Dibold and Yilmaz (2012). The connectedness structure between IPI and PPI by item was analyzed and the ripple structure between IPI and PPI was examined. It is expressed in network format to facilitate interpretation of ripple structure.

The analysis showed that Producer Price Index affected short-term production in manufacturing the most, followed by Import Price Index. The impact of consumer prices(CPI) has not been shown, indicating that their influence is very insignificant. IPI not only directly affect manufacturing production but also indirectly influence manufacturing

production through PPI. As a result of network analysis of the connectedness structure between IPI and PPI by item, it was analyzed that the influence was transferred to IPI → raw material type PPI → intermediate goods type PPI → final product type PPI.

In addition, Using the TVP-VAR model proposed by Primiceri(2005), this study analyzed the response of domestic prices to IPI shocks in a time-varying manner to see if there were any structural changes in domestic price responses. The analysis showed that the domestic price showed no structural change.

keywords: Power data, Manufacturing Production, Nowcasting, Connectedness-Structure, Price ripple effect

StudentNumber:2013-30065